

Tartu Ülikool
Sotsiaalteaduste valdkond
Psühholoogia instituut

Helina Piip

EMOTSIOONIDE REGULATSIOONI RASKUSTE SKAALA PSÜHHOMEETRILISED
OMADUSED

Magistritöö

Juhendaja: Kirsti Akkermann, PhD

Tartu 2024

Emotsioonide regulatsiooni raskuste skaala psühhomeetriselised omadused

Kokkuvõte

Emotsioonide regulatsiooni (ER) peetakse transdiagnostiliseks konstruktsiooniks, millel on oluline roll erinevate psüühikahäirete kujunemisel ja säilimisel. Seetõttu on oluline, et kliinilises praktikas oleks usaldusväärseid ja valideeritud meetodeid, millega ERi raskuseid hinnata. Töö eesmärgiks oli kontrollida emotsioonide regulatsiooni raskuste skaala (*Difficulties in Emotion Regulation Scale*, DERS; Gratz & Roemer, 2004) eestikeelse versiooni (Vachtel, 2011) psühhomeetriselisi omadusi psüühikahäire diagnoosiga ja diagnoosita indiviididest ning tavapopulatsioonist koosneval suurel valimil ($N = 4906$). Eelkõige keskenduti skaala faktorstruktuuri kontrollimisele, koguskaala ja alaskaalade reliaabluse ning eristava valideeritud hindamisele. Faktorstruktuuri kontrollimiseks viidi eraldi osavahemikute läbi uuriv graafianalüüs (EGA) ja kinnitav faktoranalüüs (CFA). EGA andis parimaks tulemuseks ilma mitteteadvustamise alaskaala väideteta 5-dimensioonilise lahendi. CFA toetas saadud tulemust ning bifaktor struktuur ühe üldfaktori ja viie spetsiifilise grupifaktoriga näitas parimat sobivust. Skaala sisereliaablus oli kõrge. DERSi koguskoori kasutamist võis hinnata usaldusväärseks, kuid alaskaalade osas olid tulemused ebaselgemad. Impulsi kontrolli raskuste ja emotsionaalse selguse alaskaala seletasid arvestatava osa unikaalsest usaldusväärsest varieeruvusest. Kõige madalam oli reliaablus ERi strateegiate puudumise alaskaalal, mistõttu selle alaskaala skoori eraldi kasutamine ei ole soovituslik. Lisaks eristas DERSi koguskoori psüühikahäire diagnoosiga indiviide häirevabadest isikutest, esimeste ERi raskused olid kõikidest teistest statistiliselt oluliselt suuremad. DERSi skoorid erinesid ka vanusegruppide lõikes, nooremates vanusegruppides olid teistega võrreldes kõrgemad keskmised skoorid. Kokkuvõtvalt võib ilma emotsioonide mitteteadvustamise alaskaala väideteta DERSi pidada valideeritud ja usaldusväärseks enesekohaseks meetodiks ERi raskuste hindamiseks.

Märksõnad: emotsioonide regulatsioon, emotsioonide regulatsiooni raskused, DERS, uuriv graafianalüüs, kinnitav faktoranalüüs, bifaktor CFA

Psychometric properties of the Difficulties in Emotion Regulation Scale

Abstract

Emotion regulation (ER) is an important transdiagnostic construct that plays an important role in the development and maintenance of various mental disorders. Thus, it is essential to have reliable and valid measures to assess ER difficulties in clinical practice. The purpose of this study was to examine the psychometric properties of the Estonian version of Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS; Vachtel, 2011) on a large sample ($N = 4906$) consisting of individuals with and without a diagnosis of mental disorder and the general population. In particular, the focus was on examining the factor structure of the scale, evaluating the reliability of the total scale and subscales and assessing discriminant validity of the scale. To examine the factor structure, exploratory graph analysis (EGA) and confirmatory factor analysis (CFA) were performed on separate subsamples. EGA supported the solution with 5 dimensions (excluding the lack of emotional awareness subscale). CFA confirmed EGA results and the bifactor structure with one general and five specific group factors provided the best fit. The internal consistency of the scale was high. Reliability was high for the general factor but inconsistent for the subscales. Difficulties in impulse control and Lack of emotional clarity subscales accounted for a substantial proportion of unique reliable variance. Lack of ER strategies subscale had the lowest reliability, thus, the use of this subscale score is not recommended. In addition, the DERS distinguished individuals with a mental disorder from individuals without a disorder. DERS scores also differed by age group, younger age groups having higher scores compared to others. Overall, the DERS (excluding awareness subscale) is a valid and reliable self-report measure for assessing ER difficulties.

Keywords: emotion regulation, emotion regulation difficulties, DERS, exploratory graph analysis, confirmatory factor analysis, bifactor CFA

Sissejuhatus

Emotsioonide regulatsioon

Emotsioonide regulatsiooni (ER) peetakse psühholoogias üheks kiiresti kasvavaks ja jõudsalt arenevaks uurimisvaldkonnaks (Gross, 2015). Kuigi ERi näol on tegemist palju uuritud konstruktiga, puudub siiski ühtne arusaam, kuidas emotsiooniregulatsiooni defineerida ja päris konsensusele ei ole selles osas veel jõutud (Gratz et al., 2015; Gross, 2015).

Üks varasemaid definitsioone (Thompson, 1994) võtab ERi kokku kui emotsionaalsete reaktsioonide dünaamika (sh nende intensiivsuse ja kestvuse) jälgimise, hindamise ja muutmise eest vastutavad sisemised ja välised protsessid, mis mängivad rolli olukorrale kohases reageerimises ning mille eesmärgiks ei ole otseselt mingitest konkreetsetest emotsioonidest vabaneda või neid teistega asendada. Sloan ja kolleegid (2017) toovad oma ülevaateartiklis välja, et kaasajal ühed laialdasemalt kasutatavad ERi kontseptualiseeringud on kitsam strateegiatel põhinev emotsiooniregulatsiooni protsessimudel (Gross, 1998, 2015) ning laiem emotsionaalse funktsioneerimise ja emotsioonide reguleerimise raskuste raamistik, mis näeb ERi mitmemõõtmelise konstruktina (Gratz & Roemer, 2004). Protsessimudel defineerib ERi pigem kui erinevate strateegiate kogumit, mida saab rakendada emotsionaalse kogemuse muutmiseks. Gratzi ja Roemeri (2004) mitmemõõtmelise kontseptsiooni järgi sisaldab ER endas emotsioonide teadvustamist ja mõistmist, emotsioonide aktsepteerimist, võimet kontrollida negatiivsete emotsioonide kogemisel impulsiivset käitumist ja tegutseda vastavalt soovitud eesmärkidele ning võimet kasutada olukorrale kohaseid ERi strateegiaid paindlikult, et muuta emotsionaalset reaktsiooni soovitud suunas; puudujäägid ühes või kõigis nendes valdkondades viitavad autorite sõnul ERi raskustele. Mõlema kontseptualiseeringu nüanssidega arvestamine võimaldab mõista nii spetsiifiliste ERi strateegiate seost psühhopatoloogia sümptomitega kui ka ERi laiemaid kontseptuaalseid põhielemente, mis psühhopatoloogiate korral võivad esile kerkida (Sloan et al., 2017).

ERi strateegiaid on jagatud olenevalt nende negatiivsest või positiivsest seosest psühhopatoloogia sümptomitega vastavalt adaptiivseteks (nt aktsepteerimine, ümberhindamine, probleemilahendus) või mitteadaptiivseteks (nt vältimine, allasurumine, muretsemine ja rumineerimine) (Aldao et al., 2010). Samas on leitud ka, et ERi strateegiad ei ole adaptiivsed või maladaptiivsed iseenesest, vaid nende adaptiivsus oleneb olulisel määral

kontekstist, milles indiviid viibib (Aldao, 2013; Doré et al., 2016; Troy et al., 2013). Troy ja kolleegid (2013) leidsid, et näiteks kognitiivne ümberhindamine ERi strateegiana võib olla kohane olukorras, kus stressiallikad ei ole inimese enda kontrolli all, kuid ebakohane olukorras, kus stressorid on kontrollitavad ja situatsioon muutetav. Paindlikkus emotsioonide reguleerimisel olenevalt kontekstist ja olukorra nõudmistest on efektiivse ERi oluline element lisaks erinevate ERi strateegiate kasutamise oskusele (Aldao, 2013; Aldao et al., 2015; Bonanno & Burton, 2013). Bonanno ja Burton (2013) defineerivad regulatiivset paindlikkust läbi kolme komponendi: tundlikkus konteksti suhtes, mitmekesiste regulatiivsete strateegiate kättesaadavus ning võimekus tunda ära vajadus valitud strateegia kasutamist säilitada või kohandada. Konteksti ja paindlikkusega arvestamine on eriti oluline ERi ja psühhopatoloogia vaheliste seoste uurimisel, kuna paljusid psüühikahäireid kirjeldavad just jäigad reaktsioonid keskkonnastiimulitele (Aldao, 2013).

Uuringud on näidanud ka seda, et emotsioonide reguleerimisel ja ERi strateegiate valikul mängivad olulist rolli inimeste uskumused emotsioonide ja emotsiooniregulatsiooni kohta (Trincas et al., 2016). On leitud, et inimeste uskumused erinevate ERi strateegiate osas võivad vanuselisel erineda, mõjutades strateegiate repertuaari ulatust ning nende paindlikku olukorrale kohast kasutamist, mis omakorda võib olla ka üheks põhjuseks, miks vanematel inimestel paistab noorematega võrreldes olema vähem ERi raskuseid (Livingstone et al., 2020). Ka noorukite ja täiskasvanute seas läbiviidud uuring näitas, et adaptiivne ER vanuse kasvades suureneb ning keskmises teismeeas on erinevate ERi strateegiate repertuaar kõige väiksem, mistõttu ERi raskused võivad sellel ajal võimenduda (Zimmermann & Iwanski, 2014). Lisaks võib isiksuse muutumine vanuse kasvades mängida rolli ERi efektiivsuses, kuna toimub teatav küpsemine, st näiteks rohkem emotsionaalset stabiilsust ja meelekindlust (Damian & Roberts, 2019; Isaacowitz, 2022). Kuid vaatamata üldisest arengulisest perspektiivist lähtuvale ootusele, et ER paraneb vanuse suurenedes noorukieast täiskasvanueani, empiirilised tõendid seda siiski nii üheselt ei toeta (Isaacowitz, 2022; Mikkelsen et al., 2021; Zimmermann & Iwanski, 2014). Laboratoorses uuringutes on tulemused enamasti ebaselged (Isaacowitz, 2022; Mikkelsen et al., 2021), enesekohaste küsimustike põhjal on ERi vanuselised erinevused järjepidevamad, st vanuse kasvades ER paraneb (Isaacowitz, 2022). Võrreldes noorematega raporteerivad vanemad inimesed üleüldiselt kõrgemat emotsionaalset heaolu, kuid puuduvad ühesed tõendid, et see on seotud just parema ERi ja mitte mõne muu teguriga (Isaacowitz, 2022).

Emotsioonide regulatsioon ja psühhopatoloogia

Emotsiooniregulatsiooni peetakse transdiagnostiliseks konstruktsiks, millel on keskne roll psühhopatoloogia väljakujunemisel ja säilimisel (Aldao & Nolen-Hoeksema, 2010; Sheppes et al., 2015; Sloan et al., 2017), mistõttu psüühikahäiretega indiviididel tuleb oma emotsioonide reguleerimisel ette rohkem raskusi, kui tervetel isikutel (Aldao et al., 2010). Paljud uuringud näitavad olulisi seoseid ERi raskuste ja erinevate psüühikahäirete sümptomite vahel, sealhulgas piirialase isiksushäire (Gratz et al., 2009), depressiooni (Mennin et al., 2007; Radkovsky et al., 2014), üldistunud ärevushäire (Mennin et al., 2007), paanikahäire (Tull & Roemer, 2007), sotsiaalärevuse (Mennin et al., 2007; Rusch et al., 2012), söömishäirete (Brockmeyer et al., 2014; Cooper et al., 2014; Prefit et al., 2019; Wolz et al., 2015), sõltuvushäirete (Gratz & Tull, 2010), posttraumaatilise stressihäire (Ehring & Quack, 2010) ning bipolaarse häirega (Becerra et al., 2013; Van Rheenen et al., 2015).

Lisaks üldistele suurematele raskustele emotsioonide reguleerimisel on eespool toodud häirete puhul ka spetsiifilisemaid leide. Söömishäiretega on täpsemalt seotud näiteks impulsikontrolli raskused, emotsioonide mitteteadvustamine ja raskused eesmärgipärasel tegevuses (Cooper et al., 2014), lisaks kohaste ERi strateegiate puudumine ja emotsioonide mitteaktsepteerimine (Wolz et al., 2015). Negatiivsete emotsioonide mitteaktsepteerimise raskuseid ja distressi talumatust on leitud ka piirialast tüüpi isiksushäirega patsientidel (Gratz et al., 2009). Depressiooni, sotsiaalärevuse ja üldistunud ärevuse puhul on peamised raskused emotsioonide mõistmisel (emotsionaalse selguse puudumine) ja emotsioonide juhtimisel (asjakohaste strateegiate puudumine) (Mennin et al., 2007), sotsiaalärevuse puhul on lisaks leitud seoseid negatiivsete emotsioonide mitteaktsepteerimisega, impulsikontrolli raskustega ja kohaste ERi strateegiate puudumisega (Rusch et al., 2012). Paanikahäirel on ilmnunud seosed emotsionaalsete reaktsioonide mitteaktsepteerimise ja emotsionaalse selguse puudumisega (Tull & Roemer, 2007). Sõltuvushäirega isikutel, kellel esineb ka tahtlikku enesevigastamist, on peamiseks raskuskohaks kohaste ERi strateegiate puudumine, raskused eesmärgipärasel tegevuses ja negatiivsete emotsioonide mitteaktsepteerimine (Gratz & Tull, 2010). Posttraumaatilise stressihäirega patsientidel on leitud suurimaid seoseid emotsionaalse selguse puudumisega (Ehring & Quack, 2010). Bipolaarse häire puhul ilmsid kõige tugevamad seosed impulsikontrolli raskuste ja kohaste ERi strateegiate puudumisega (Becerra et al., 2013; Van Rheenen et al., 2015), lisaks raskustega eesmärgipärasel tegevuses (Becerra et al., 2013).

Sloan jt (2017) leidsid oma ülevaateartiklis, et raviga vähenes nii üldine emotsioonide düsregulatsioon kui ka ebakohaste ERi strateegiate kasutamine, lisaks vähenesid ärevuse,

depressiooni, sõltuvus-, söömis- ja piirialast tüüpi isiksushäire sümptomid, mis toetab ERI transdiagnostilisust psühhopatoloogia ühe alusmehhanismina.

Emotsioonide regulatsiooni raskuste skaala

ERi erinevate tahkude hindamiseks on välja töötatud mitmeid instrumente, kuid antud töös keskenduti emotsioonide regulatsiooni raskuste skaalale (*Difficulties in Emotion Regulation Scale*, DERS; Gratz & Roemer, 2004), mis võimaldab ERI raskuseid kompaktsemalt hinnata. DERS töötati välja eelkõige selleks, et mõõta kliiniliselt olulisi raskusi emotsioonide reguleerimisel (Gratz & Roemer, 2004). Gratzi ja Roemeri (2004) töö tulemusena valmis 6-faktoriline 36-väiteline mõõdik, mis sisaldab endas järgmisi ERI alaskaalasi: (1) emotsionaalsete reaktsioonide mitteaktsepteerimine (*non-acceptance*), (2) raskused eesmärgipärasel tegevuses (*goals*), (3) impulsikontrolli raskused (*impulse*), (4) emotsionaalse teadlikkuse puudumine (*awareness*), (5) puudulikud emotsioonide reguleerimise strateegiad (*strategies*) ja (6) emotsionaalse selguse puudumine (*clarity*). Originaalskaala koguskaala sisemine reliaablus oli suurepärase ($\alpha = .93$), alaskaalade sisemist reliaablust võis hinnata heaks ($\alpha = .80-.89$). Hilisemates valiidsusuuringutes on skaala reliaablusnäitajad jäänud sarnasesse suurusjärku: koguskaalal $\alpha = .94$, alaskaaladel $\alpha = .80-.92$ (Barrett et al., 2023; Hallion et al., 2018; Sörman et al., 2022). Eesti keelde kohandatud versioon DERS-34 (Vachtel, 2011) näitas koguskaalal suurepärasest sisemist reliaablust ($\alpha = .94$), alaskaalade sisereliaablust võis hinnata heaks kuni suurepäraseks ($\alpha = .84-.92$).

DERSi originaalskaala psühhomeetrilisi omadusi on palju uuritud nii tavapopulatsioonis, kliinilisel valimil, täiskasvanute hulgas kui ka noorukite seas ning hilisemate tööde käigus on jõutud DERSi faktorstruktuuri osas vastuoluliste tulemusteni. Mitmete uuringute järgi on kõige sobivam 6-faktoriline struktuur (Barrett et al., 2023; Neumann et al., 2010; Perez et al., 2012), teiste järgi töötab skaala paremini viie faktori korral, kui emotsionaalse teadlikkuse puudumise alaskaala elemendid on analüüsist välja jäetud (Bardeen et al., 2012; Lee et al., 2016). Mõnel puhul on leitud, et 5- ja 6-faktoriline skaala on mudeli sobivuse seisukohast võrdväärne (Fowler et al., 2014). Mainitud uuringutes on lähtutud mõnevõrra erinevatest mudeli headuse kriteeriumitest, mistõttu võivad ka sobivuse hinnangud erineda. Arvatud on ka, et emotsioonide mitteteadvustamise alaskaalast tulenevad probleemid on tingitud väidete sõnastusest, nimelt on see alaskaala ainus, mille kõik väited on pööratud kujul (Bardeen et al., 2016). Bardeen jt (2016) sõnastasid ümber kõik pööratud väited 36-väitelises originaalskaalas, mille tulemuseks oli 5-faktoriline hästi sobituv

udel, kus emotsionaalse selguse puudumise ja mitteteadvustamise alaskaala väited koondusid ühte uude faktorisse (*identification*). Ka Gratz ja Roemer (2004) kontseptualiseerisid oma esialgses töös ERI üheks tahuks emotsioonide mõistmise ja teadvustamise, mis võib selgitada nende kahe alaskaala koondumist ühe faktori alla.

Viimasel ajal on hakatud DERSi struktuuri uurimisel rakendama bifaktor mudelit, mis on muudetud originaalskaala puhul (nt emotsioonide mitteteadvustamise alaskaala on välja jäetud või ei ole lubatud selle väidetel laaduda koguskaalasse) näidanud paljudel juhtudel parimat sobivust (Hallion et al., 2018; Monell et al., 2022; Nordgren et al., 2020; Osborne et al., 2017; Sörman et al., 2022). Nendes uuringutes leiti, et bifaktor struktuur, mis sisaldab endas üht üldist emotsioonide düsregulatsiooni faktorit ja viit spetsiifilist omavahel ja üldfaktoriga mittekorreleeritud faktorit (sh emotsioonide mitteteadvustamise alaskaala väited on koguskaalast välja jäetud), sobitub andmetega kõige paremini. Bifaktor mudel võimaldab üheaegselt vaadelda latentse muutuja mitmedimensioonilist struktuuri, kuid säilitada idee, et tegemist on siiski ühe sihtkonstruktiga, mistõttu on bifaktor mudelit kasulik kasutada just alaskaalade asjakohasuse hindamiseks ja selleks, et välja selgitada, mis ulatuses peegeldavad tulemused ühte ühist konstrukti, vaatamata sellele, et tegemist on mitmemõõtmelise struktuuriga (Reise et al., 2010). Seda on oluline silmas pidada tulemuste skoorimisel üldiseks või alaskaalade skoorideks. Kogu skaala summeeritud skoori saab kasutada juhul, kui kõik selle elemendid mõõdavad mingit ühte üldist muutujat ning seda võimaldavad palju kasutatud madalamat järku korreleeritud tunnustega mudelitest (nt DERSi originaalskaala) paremini hinnata kõrgemat järku või bifaktor mudelid, kuna madalamat järku korreleeritud tunnustega mudelis puudub ühine ülddimensioon (Reise et al., 2010). Ilma mitteteadvustamise alaskaalata DERSi bifaktor mudeli puhul on leitud, et skaala summeeritud üldskoori kasutamine on põhjendatud ja usaldusväärne, alaskaalade skooride osas ei ole tulemused nii selged (Monell et al., 2022; Nordgren et al., 2020; Osborne et al., 2017).

Käesolev uurimistöö

Arvukalt teadustöid on leidnud palju seoseid erinevate psüühikahäirete ja ERI raskuste vahel. ERI peetakse transdiagnostiliseks konstruktsiks, millel on oluline roll erinevate psüühikahäirete kujunemisel ja säilimisel. Seetõttu on oluline, et kliinilises praktikas oleks usaldusväärseid ja valiidseid mõõdikuid, millega ERI raskuseid ja selle erinevaid tahke hinnata. See võib aidata spetsialistidel kindlaks teha, millised inividid on rohkem ohustatud erinevatest ERI raskustega seonduvatest probleemidest ning otsustada, milline oleks parim

lähenemisviis sekkumise kujundamiseks. Kirjanduse ülevaatest ilmneb, et DERSi originaalskaala psühhomeetrislike omaduste uurimisel on faktorstruktuuri osas jõutud üsna erinevate tulemusteni. Aina rohkem uuringuid viitab sellele, et emotsioonide mitteteadvustamise alaskaala ei sobitu hästi ülejäänud mõõdikuga ja et tavapärasest madalamat järku korreleeritud tunnustega faktorstruktuurist võib ERi raskuseid paremini seletada bifaktor mudeliga. Lähtudes uusimast teadustööst on oluline uurida ka eestikeelse DERSi psühhomeetrislike omadusi, et kliinilises praktikas saaks kasutada võimalikult valideeritud ja usaldusväärset mõõdikut.

Uurimistöö eesmärgiks on kontrollida eestikeelse DERSi psühhomeetrislike omadusi psüühikahäire diagnoosiga ja psüühikahäireta indiviididest ning tavapopulatsioonist koosneval suurel valimil ($N = 4906$). Eelkõige on keskendunud skaala faktorstruktuuri kontrollimisele, koguskaala ja alaskaalade reliaabluse ning eristava valideerimise hindamisele.

Toetudes kirjanduse ülevaatele ja töö eesmärkidele sõnastati järgmised hüpoteesid:

H1: Tulemused toetavad 5-faktorilise DERSi (ilma emotsioonide mitteteadvustamise alaskaala väideteta) paremat sobivust 6-faktorilise skaalaga võrreldes.

H2: Bifaktor struktuur ühe üldfaktori ja viie spetsiifilise faktoriga sobitub andmetega kõige paremini.

H3: DERSi puhul on skaala koguskoores (ilma mitteteadvustamise alaskaala väideteta) võrreldes alaskaalade skooridega usaldusväärsem hindamiseks kasutada, sh $\omega_H > .75$ (Reise et al., 2013 kriteeriumi järgi).

H4: DERSi skoor erineb valimigruppide lõikes olenevalt psüühikahäire olemasolust: psüühikahäirega indiviidide raskused emotsioonide reguleerimisel on kõikidest teistest statistiliselt oluliselt suuremad.

H5: DERSi skoor erineb vanusegruppide lõikes: nooremate vanusegruppide skoorid on teistest statistiliselt oluliselt kõrgemad.

Töö autori isiklik panus seisneb teemakohase kirjanduse läbitöötamises, erinevate uuringute andmete korrastamises ja ühtse koondfaili koostamises, andmeanalüüsi planeerimises, läbiviimises ja tulemuste tõlgendamises ning käsikirja kirjutamises.

Meetod

Valim

Käesolevas töös kasutatud andmeid koguti 13 erineva uuringu raames aastatel 2010–2024. Täpsem uuringute nimekiri vt lisa A. Esialgne valim koosnes 5446 osalejast, kellest 540 olid jätnud DERSi täies mahus täitmata, mistõttu jäeti need osalejad analüüsist välja.

Töösse kaasati osalejad, kes olid vähemalt 15-aastased. Lõpliku uuringu valimi moodustasid 4906 inimest, kellest 4115 (84.29%) olid naised ja 761 (15.59%) mehed. Osalejate vanus jäi vahemikku 15–89 aastat ($M = 32.13$, $SD = 12.34$). Vastanutest 47.2% oli kõrgharidus, 26.4% keskharidus, 18.0% põhiharidus, 7.3% kutseharidus ja 1.1% algharidus. Haridustaset ei küsitud neljas uuringus ($n = 1491$; vt uuringud 1–4 lisa A). Uuritavate hulka kuulusid nii psüühikahäirega kui ka psüühikahäireta indiviidid. Valim jaotati 4 grupiks: (1) psüühikahäire diagnoosiga inimesed ($n = 290$), kuhu kuulusid vaimse tervise spetsialisti poolt diagnoositud isikud; (2) eneseraporteeritud psüühikahäirega inimesed ($n = 880$), kuhu kuulusid vastajad, kes raporteerisid vaimse tervise spetsialisti poolt diagnoositud psüühikahäire olemasolu käesolevalt või minevikus; (3) psüühikahäire suhtes kontrollitud inimesed ($n = 1632$) ja (4) tavapopulatsioon, kelle puhul psüühikahäire diagnoosi olemasolu kohta uuringutes ei küsitud ($n = 2015$). Täpsemad andmed valimigruppide ja demograafiliste karakteristikute kohta vt Tabel 1 ning psüühikahäirete esinemise sagedus kliinilises grupis vt Tabel 2.

Hindamisvahendid

Emotsioonide regulatsiooni raskuste skaala (*Difficulties in Emotion Regulation Scale*, DERS; Gratz & Roemer, 2004) on enesekohane küsimustik, mis võimaldab hinnata emotsioonide regulatsiooniga seonduvaid raskuseid. Küsimustiku eestikeelne versioon (DERS-34; Vachtel, 2011) koosneb 34 väitest ja kuuest alaskaalast: (1) raskused eesmärgipärasel tegevuses, (2) emotsionaalse selguse puudumine, (3) impulsikontrolli raskused, (4) emotsionaalsete reaktsioonide mitteaktsepteerimine, (5) emotsioonide mitteteadvustamine ja (6) emotsiooniregulatsiooni strateegiate puudumine. Väiteid hinnatakse 5-punktilisel skaalal vahemikus 1 („peaaegu mitte kunagi“, 0-10%) kuni 5 („peaaegu alati“, 91-100%). Suuremad skoorid viitavad suurematele raskustele emotsioonide reguleerimisel. Täpsema küsimustiku kirjelduse ja reliaablusnäitajad leiab eespoolt sissejuhatuse peatükist.

Protseduur

Käesolevasse töösse kaasatud erinevates uuringutes koguti andmeid enesekohaste küsimustikega nii veebi teel kui ka paber kandjal. Psüühikahäire diagnoosiga inimeste grupi ($n = 290$) puhul viisid hindamised läbi vastava väljaõppe läbinud vaimse tervise spetsialistid (kliinilised psühholoogid, psühhiaatrid) nii ambulatoorse kui ka statsionaarse ravi patsientidel erinevates raviasutustes. Uuringute läbiviimiseks olid saadud koostööst Tartu Ülikooli inimuuringute eetika komiteelt.

Andmeanalüüs

Kuna DERSi faktorstruktuuri osas on eelnevalt saadud erinevaid tulemusi, siis kasutati faktorstruktuuri kontrollimiseks kõigepealt uurivat graafianalüüsi (*exploratory graph analysis*, EGA), võrgustiku psühhomeetriaal põhinevat meetodit, mis võimaldab hinnata mõõdetud tunnuste koondumist erinevatesse dimensioonidesse ehk latentsetesse muutujatesse ja nende vastavust eelnevalt oletatud struktuuriga (Golino & Epskamp, 2017). Samuti on EGA-l mitmeid eeliseid traditsiooniliste faktorstruktuuri uurimise meetodite ees. EGA võimaldab täpsemini määrata õige arvu dimensioone ja üksiktunnuste kuulumise nendesse dimensioonidesse, dimensioonid tuvastatakse automaatselt, mis tähendab vähem uurijapoolset otsustamist (nt faktorite pööramise meetodi valik, faktorlaadungite subjektiivne tõlgendamine) ning eelkõige suurte valimite korral on EGA näidanud parimaid tulemusi võrreldes traditsiooniliste meetoditega (Golino et al., 2020; Golino & Epskamp, 2017). EGA annab visuaalse tulemi, mis näitab ära tuvastatud dimensioonide arvu, millised mõõdetud tunnused ühte dimensiooni koonduvad ning kui tugevad on nendevahelised seosed (Golino et al., 2020; Golino & Epskamp, 2017). EGA-t on viimasel ajal üha rohkem kasutatud erinevate psühholoogiliste konstruktid uurimiseks ja skaalade (sh DERSi itaaliakeelne lühiversioon) valideerimiseks (vt näiteks Christensen et al., 2019; Rossi et al., 2022, 2023).

Tuginedes soovitudele viidi EGA läbi nii GLASSO (*graphical least absolute shrinkage and selection operator*, siit alates EGA_{GLASSO}) kui ka TMFG (*triangulated maximally filtered graph*, siit alates EGA_{TMFG}) meetodil (Golino et al., 2020), kasutades võrgustikumudeli parameetrite hindamiseks automaatse korrelatsioonikordaja funktsiooni (Golino et al., 2020; Golino & Epskamp, 2017). Dimensioonide õige arvu ja sisu leidmiseks kasutati *walktrap* algoritmi (Golino & Epskamp, 2017; Pons & Latapy, 2006). Tuvastatud empiiriliste EGA dimensioonide ja üksiktunnuste (st tunnuste kuuluvus kindlatesse dimensioonidesse) stabiilsuse ja üldistatavuse hindamiseks viidi läbi EGA *bootstrap* analüüs 5000 kordamiste arvuga ning *bootstrap* valimid loodi mittepameetrilise *resampling* meetodiga, kuna andmed ei jagunenud kõikide väidete puhul normaaljaotuslikult (Christensen & Golino, 2021). Tunnuste stabiilsust saab hinnata vahemikus 0 (täiesti ebastabiilne) kuni 1 (täiesti stabiilne), kusjuures üle .70 väärtuste puhul võib tunnuse lugeda stabiilseks ja konkreetseesse dimensiooni kuuluvaks (Christensen & Golino, 2021). Kui EGA_{GLASSO} ja EGA_{TMFG} tuvastavad sarnase dimensionaalse struktuuri, on suur tõenäosus, et leitud on optimaalne lahendus, samas erinevate tulemuste korral on soovitatav kaaluda alternatiivseid lahendusi vastavalt kas vähemate või rohkemate dimensioonidega, kus mõõdetud tunnuseid on eemaldatud või juurde lisatud (Golino et al., 2020). Lisaks saab

erinevaid lahendeid võrrelda entroopia sobivusindeksite (*entropy fit indices*) alusel, kus madalamad väärtused viitavad paremale mudeli sobivusele (Golino et al., 2021). Antud töös kasutati võrdlemiseks täielikku entroopia sobivusindeksit Von Neumanni entroopiaga (TEFI.vn).

EGA tuvastatud mudeli põhjal viidi läbi kinnitav faktoranalüüs (*confirmatory factor analysis*, CFA) (Golino et al., 2020), kasutades diagonaalselt kaalutud vähimruutude meetodit (*diagonally weighted least squares*, DWLS), mis on sobilik järjestusskaalal saadud andmete ja mittenormaaljaotuslikkuse korral (Li, 2016). Tuginedes varasemale kirjandusele viidi ilma mitteteadvustamise alaskaala väideteta läbi ka kinnitav bifaktor analüüs (*bifactor CFA*) ühe üldfaktori ja viie spetsiifilise faktoriga. Bifaktor mudel sisaldab tavaliselt ühte üldfaktorit, mis tingib ühise varieeruvuse mõõdetud tunnustes ja mitut spetsiifilist grupifaktorit (alaskaalat), mis ei ole omavahel ega üldfaktoriga korrelatsioonis, samuti võimaldavad bifaktor mudelid hinnata koguskaala ja alaskaalade asjakohasust (Reise et al., 2010). Lisaks sisulisele tõlgendatavusele võeti mudelite sobivuse hindamisel aluseks järgmised headusnäitajate kriteeriumid: CFI (*comparative fit index*) $\geq .95$, TLI (*Tucker-Lewis Index*) $\geq .94$, RMSEA (*root mean square error of approximation*) $\leq .06$ (liberaalsemate kriteeriumite järgi $\leq .08$; van de Schoot et al., 2012) ja SRMS (*standardized root mean square residual*) $\leq .08$ (Hu & Bentler, 1999).

Faktorstruktuuri kontrollimiseks jagati kogu valim juhuslikkuse alusel kaheks osavalimiks, 50% ($n = 2453$) kaasati EGA analüüsisse ja 50% ($n = 2453$) CFA omadesse. Üksikud puuduvad andmed DERSi vastustes (0.03% valimist) asendati vastava valimi mediaaniga, kuna andmed ei jagunenud kõikides väidetes normaaljaotuslikult (asümmeetriakordaja oli vahemikus .15 kuni 1.39; järsakusaste vahemikus -1.15 kuni 1.68).

Bifaktor mudeli koguskaala ja alaskaalade sisemist reliaablust hinnati McDonald'i omega, omegaH (*omega hierarchical*) ja omegaHS (*omega hierarchical subscale*) alusel, kuna mudelite korral, mis sisaldavad nii üldfaktorit kui ka alaskaalade faktoreid soovitatakse lisaks tavalisele omegale arvutada ka hierarhiline omega (Rodriguez et al., 2016). Omega arvutamiseks kasutatakse kogu skaala kõiki ühiseid varieeruvusi (üldfaktori ja grupifaktorite varieeruvused kombineeritakse) ning seda võib võrrelda Cronbachi alfaga, omegaH on protsent koguskoori usaldusväärsest varieeruvusest, mis on omistatav üldfaktorile ning omegaHS on protsent alaskaala skoori varieeruvusest, mis on omistatav konkreetsele grupifaktorile pärast üldfaktorist tingitud varieeruvuse eemaldamist (Rodriguez et al., 2016). Nii üldskaala skoori kui ka alamskaalade skoori on sobilik kasutada siis, kui tunnused laaduvad oluliselt nii üldfaktoriga kui ka grupifaktoritega (Reise et al., 2010). Puuduvad

konkreetsed nõuanded, mille järgi hinnata omegaH ja omegaHS väärtuseid, kuid on pakutud, et minimaalne võiks olla $> .50$ ning $.75$ lähedal olevad väärtused oleksid eelistatumad (Reise et al., 2013).

Normaaljaotuse hindamiseks kasutati asümmeetriakordajat ja järsakusastet (-1 kuni 1). Gruppidevahelisteks võrdlusteks kasutati hii-ruut testi ja ühesuunalist dispersioonanalüüsi (ANOVA), normaaljaotuse eelduse rikkumisel ka mitteparameetrilist Kruskal-Wallise testi. Gruppide heterogeensuse tõttu kasutati Welchi korrigeeritud ja Games-Howelli *post hoc* testi. Korrelatsioonanalüüsil lähtuti Spearmani korrelatsioonikordajast ja seoste tugevuse tõlgendamisel järgmistest kriteeriumitest: $.10$ – $.30$ nõrk, $.30$ – $.50$ mõõdukas, $> .50$ tugev (Cohen, 1988).

Esialgseks andmete töötlemiseks, korrastamiseks ja koondfaili koostamiseks kasutati tabelitöötlustarkvara *Microsoft Excel*. Kirjeldavate arvnäitajate, korrelatsioonide ja gruppidevaheliste erinevuste arvutamine viidi läbi programmiga JASP (versioon 0.18.3.0). Uuriv graafianalüüs (EGA), kinnitav faktoranalüüs (CFA ja bifaktor CFA) ja reliaablusanalüüsid viidi läbi tarkvaraga R (versioon 4.3.3) platvormil *RStudio* (versioon 2023.12.1+402), kasutades pakette *EGAnet*, *lavaan* ja *psych*.

Tulemused

Kirjeldav statistika

Demograafiliste andmete kirjeldavad arvnäitajad valimigruppide lõikes on esitatud Tabel 1. Valimigrupid erinesid vanuse osas statistiliselt olulisel määral [$F(3, 1239) = 70.90, p < .001; \eta^2 = 0.032$]. Games-Howelli testi järgi erinesid omavahel kõik grupid ($p < .001$), välja arvatud psüühikahäire suhtes kontrollitud diagnoosita grupp ja eneseraporteeritud psüühikahäire diagnoosiga grupp ($p = .980$). Lisaks erinesid valimigrupid ka soo ($\chi^2 = 83.45, p < .001, V = .093$) ja haridustaseme ($\chi^2 = 1464.73, p < .001, V = .389$) poolest.

Psüühikahäire diagnoosiga grupis ($n = 290$) esines käesolevalt üks psüühikahäire diagnoos 52.1% inimestest ja 47.9% isikutest oli diagnoositud mitu häiret. Erinevate psüühikahäirete levimus kliinilises valimis vt Tabel 2.

Tabel 1.*Demograafiliste andmete kirjeldavad arvnäitajad valimigruppide lõikes*

Muutujad	Kogu valim (<i>N</i> = 4906)	Tava-populatsioon (<i>n</i> = 2015)	Kontroll (diagnoosita) (<i>n</i> = 1632)	Psüühikahäire diagnoosiga (<i>n</i> = 290)	Enese-raporteeritud dgn hetkel / minevikus (<i>n</i> = 880)		
<i>M (SD) [vahemik]</i>						<i>p</i>	η^2
Vanus (<i>n</i> = 4772)	32.13 (12.34) [15-89]	30.94 (12.66) [15-81]	34.00 (12.42) [15-89]	25.90 (9.28) [15-61]	34.20 (11.47) [16-79]	< .001	.032
Sugu ¹ (<i>n</i> = 4882)	<i>N (%)</i>					<i>p</i>	<i>V</i>
Mees	761 (15.59)	400 (19.93)	235 (14.50)	28 (9.69)	66 (7.53)	< .001	.093
Naine	4115 (84.29)	1605 (79.97)	1384 (85.38)	260 (89.97)	810 (92.36)		
Haridus ² (<i>n</i> = 3234)						< .001	.389
Algharidus	37 (1.14)	24 (4.50)	2 (.12)	6 (2.19)	5 (.62)		
Põhiharidus	582 (18.00)	383 (71.86) ³	84 (5.18)	65 (23.72)	50 (6.22)		
Keskharidus	853 (26.38)	51 (9.57)	455 (28.04)	105 (38.32)	242 (30.10)		
Kutseharidus	236 (7.30)	17 (3.19)	130 (8.01)	22 (8.03)	67 (8.33)		
Kõrgharidus	1526 (47.19)	58 (10.88)	952 (58.66)	76 (27.74)	440 (54.73)		

Märkused. Eneseraporteeritud dgn – enesekohase küsimustiku kaudu saadud info, klinitisti poolt diagnoositud.

Vanuse puhul on tehtud ANOVA Welchi korrigeerimisega; soo ja hariduse puhul χ^2 -test; *V* – Crameri *V*.

¹ Vastanute osad (*n* = 6) ei identifitseerinud end ei mehe ega naisena ja paigutasid kategooriasse „muu“.

² Kõrgeim lõpetatud tase. Haridustaset ei olnud raporteeritud neljas uuringus (*n* = 1491).

³ Nendest 377 (98.4%) olid 15-19 a noored, kes alles õpivad üldhariduskoolis.

Tabel 2.*Psüühikahäirete levimus kliinilises valimis*

Psüühikahäired ¹	<i>n</i>	% kliinilisest valimist (<i>n</i> = 290)
Ärevushäired	131	45.2%
Depressioon	137	47.2%
Söömishäired	122	42.1%
Sõltuvushäired	39	13.4%
OKH ja sellega seotud häired	12	4.1%
Trauma ja stressiga seotud häired	24	8.3%
Ebastabiilne isiksus ²	13	4.5%
Bipolaarne häire ja maniakaalne episood	12	4.1%
Autismispektrihäire	42	14.5%
Muu ³	5	1.7%

Märkused. OKH – obsessiiv-kompulsiivne häire.

¹ psüühikahäired hõlmavad nii esmaseid kui ka kaasuvaid diagnoose, st ühe inimese kohta võib olla

kajastatud mitu diagnoosi.

² sh piirialast tüüpi ebastabiilne isiksus, impulsiivset tüüpi ebastabiilne isiksus.

³ sh aktiivsus- ja tähelepanuhäire, täpsustamata isiksushäire, skisotüüpne häire.

DERS-34 alaskaalade omavahelised korrelatsioonid

Alaskaalade omavaheliste korrelatsioonide arvutamiseks rakendati Spearmani korrelatsioonanalüüsi. Korrelatsioonikordajad jäid vahemikku $\rho = .007-.557$. Kõikide alaskaalade vahel esinesid statistiliselt olulised seosed ($p < .001$), välja arvatud emotsioonide mitteteadvustamise ja raskused eesmärgipärasel tegevuses alaskaalade vahel. Üldiselt olid seosed alaskaalade vahel keskmised kuni tugevad ($\rho = .351-.663$). Nõrk või väga nõrk seos teiste alaskaaladega oli emotsioonide mitteteadvustamise alaskaalal ($\rho = .066-.265$). Täpsemad korrelatsioonanalüüsi tulemused on esitatud Tabel 3.

Tabel 3.

DERS-34 alaskaalade omavahelised korrelatsioonid (Spearmani ρ)

	1	2	3	4	5	6
1	-					
2	.480*	-				
3	.528*	.351*	-			
4	.506*	.453*	.399*	-		
5	.007	.265*	.093*	.066*	-	
6	.663*	.549*	.482*	.557*	.240*	-

Märkused. 1 – raskused eesmärgipärasel tegevuses; 2 – emotsionaalse selguse puudumine; 3 – impulsiikontrolli raskused; 4 – emotsionaalsete reaktsioonide mitteaktsepteerimine; 5 – emotsioonide mitteteadvustamine; 6 – emotsiooniregulatsiooni strateegiate puudumine; * $p < .001$

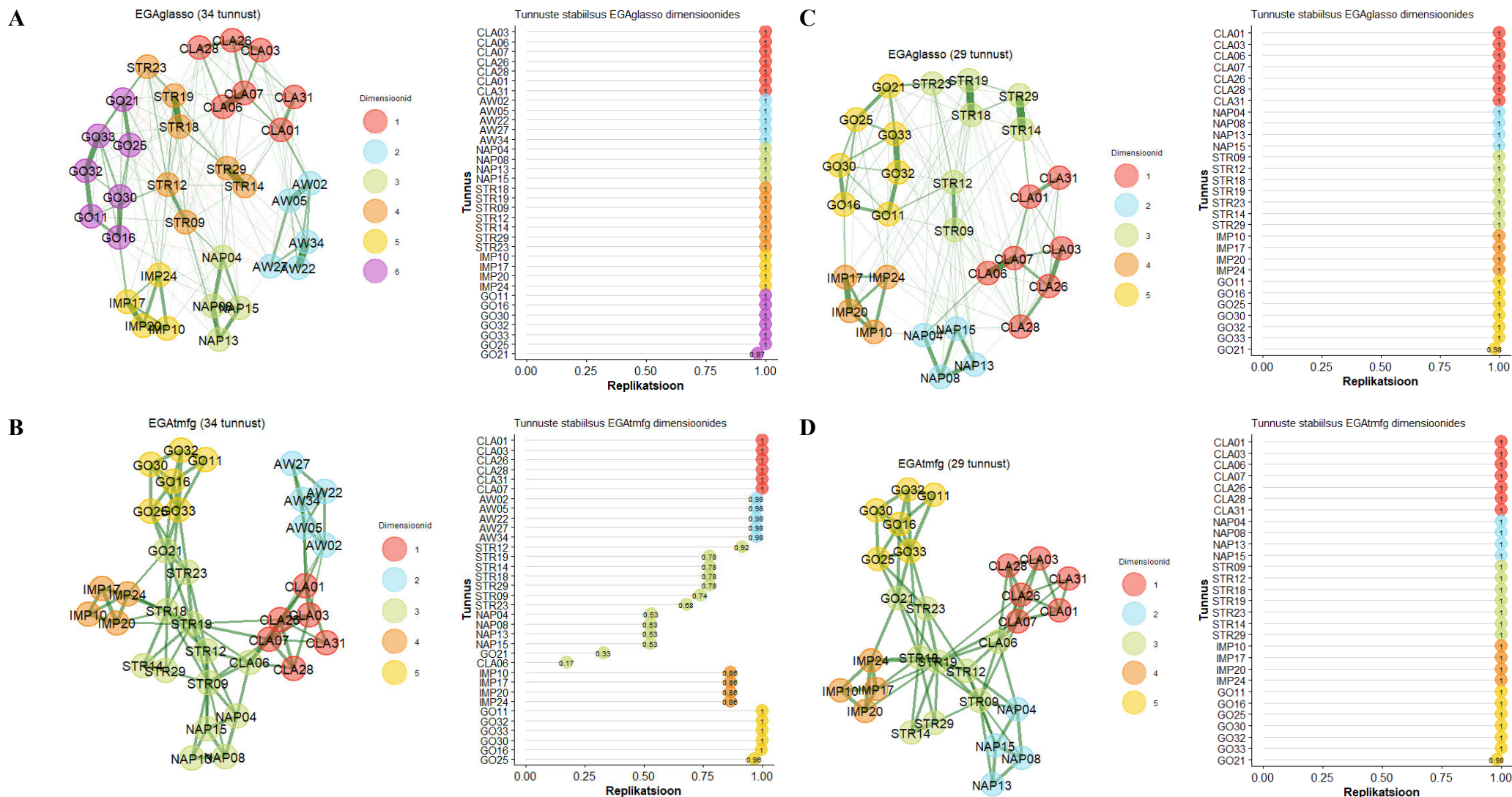
Faktorstruktuur

Faktorstruktuuri uurimiseks viidi esmalt DERSi täisversioonil (34 väidet) osavalimiga ($n = 2453$) läbi nii EGA_{GLASSO} kui ka EGA_{TMFG}. EGA_{GLASSO} andis tulemuseks 6-dimensioonilise lahendi ja kõik üksiktunnused jagunesid DERS-34 originaalversiooniga samaväärsetesse faktoritesse. EGA_{TMFG} tuvastas 5-dimensioonilise lahendi ning tunnuste dimensionaalne kuuluvus erines originaalst. *Bootstrap* analüüs (5000 kordamist) näitas, et EGA_{GLASSO} puhul oli tuvastatud dimensioonide mediaan 6 (SE = .01, 95% CI 5.97–6.03) ja 6-dimensiooniline mudel replitseeriti *bootstrap* valimites 99.98% kordadest. Stabiilsus dimensioonide lõikes oli järgmine: dim1 = .999, dim2 = 1, dim3 = 1, dim4 = .999, dim5 = 1 ja dim6 = .965. EGA_{TMFG} puhul oli *bootstrap* analüüsiga tuvastatud dimensioonide mediaan samuti 6 (SE = .63, 95% CI 4.76–7.24), kuid usalduspiirid oluliselt laiemad ning 6-

dimensiooniline lahend replitseeriti 58.9%, 5-dimensiooniline 34.1% ja 4-dimensiooniline 6.7% kordadest. Stabiilsus dimensioonide lõikes oli järgmine: $\text{dim1} = .999$, $\text{dim2} = .975$, $\text{dim3} = .019$, $\text{dim4} = .864$ ja $\text{dim5} = .965$. Sellest järeldub, et EGA_{TMFG} mudel on $\text{EGA}_{\text{GLASSO}}$ mudeliga võrreldes ebastabiilsem. $\text{EGA}_{\text{GLASSO}}$ ja EGA_{TMFG} empiirilised mudelid, tunnuste jagunemine dimensioonidesse ja tunnuste stabiilsus nendes dimensioonides vt vastavalt A ja B Joonis 1.

Kuna 34-väitelise DERSi puhul andsid $\text{EGA}_{\text{GLASSO}}$ ja EGA_{TMFG} meetodid erineva lahendi, siis juhitud Golino ja kolleegide (2020) soovituselt ja otsustati viia läbi alternatiivne analüüs muudetud sisendiga. Antud juhul jäeti välja mitteteadvustamise alaskaala tunnused (väited 2, 5, 22, 27 ja 34), kuna mitmed varasemad uuringud on seadnud kahtluse alla selle alaskaala sobivuse DERSi struktuuri. Edasised EGA analüüsid viidi läbi järelejäänud 29 väitega. Nii $\text{EGA}_{\text{GLASSO}}$ kui ka EGA_{TMFG} andsid tulemuseks 5-dimensioonilise lahendi. $\text{EGA}_{\text{GLASSO}}$ tulemusel jagunesid üksiktunnused originaalskaala faktoritega võrdväärtetesse dimensioonidesse, EGA_{TMFG} meetodi puhul tunnuste kuuluvus mõnevõrra erines originaalist (väide 6 emotsionaalse selguse puudumise alaskaalast ja väide 21 eesmärgipärase tegevuse raskuste alaskaalast paigutusid ühte dimensiooni ER strateegiate alaskaala tunnustega). EGA *bootstrap* (5000 kordamist) näitas, et $\text{EGA}_{\text{GLASSO}}$ puhul oli tuvastatud dimensioonide mediaan 5 (SE = .02, 95% CI 4.95–5.05), 5-dimensiooniline mudel replitseeriti *bootstrap* valimites 99.94% kordadest. Stabiilsus dimensioonide lõikes oli järgmine: $\text{dim1} = 1$, $\text{dim2} = 1$, $\text{dim3} = .999$, $\text{dim4} = 1$ ja $\text{dim5} = .981$. EGA_{TMFG} puhul oli tuvastatud dimensioonide mediaan samuti 5 (SE = .02, 95% CI 4.96–5.04), 5-dimensiooniline lahend replitseeriti 99.96% kordadest. Stabiilsus dimensioonide lõikes oli järgmine: $\text{dim1} = 1$, $\text{dim2} = 1$, $\text{dim3} = .999$, $\text{dim4} = 1$ ja $\text{dim5} = .982$. Kuna entroopia sobivusindeks tuli $\text{EGA}_{\text{GLASSO}}$ puhul parem (TEFI.vn = -19.48) kui EGA_{TMFG} puhul (TEFI.vn = -18.70), siis võib hinnata $\text{EGA}_{\text{GLASSO}}$ lahendit paremini sobivaks. $\text{EGA}_{\text{GLASSO}}$ ja EGA_{TMFG} empiirilised mudelid, tunnuste jagunemine dimensioonidesse ja tunnuste stabiilsus nendes dimensioonides vt vastavalt C ja D Joonis 1.

Järgmisena viidi EGA tuvastatud mudelite testimiseks läbi kinnitavad faktoranalüüsid (teisel osavalimil $n = 2453$) nii 6-faktorilisel kui ka 5-faktorilisel lahendil, kasutades DWLS hindamise meetodit. 6-faktorilise mudeli puhul saadi järgmised headusnäitajad: $\chi^2(512) = 9659.83$ ($p < .001$), CFI = .984, TLI = .982, RMSEA = .085, SRMR = .065, mille puhul RMSEA tuli mudeli heale sobivusele viitavast soovituslikust väärtusest suurem.



Joonis 1. Uuriv graafianalüüs EGAGLASSO ja EGATMFG meetodil ja tunnuste stabiilsus tuvastatud dimensioonides

Märkused. CLA – emotsionaalse selguse puudumine (*clarity*), AW – emotsioonide mitteteadvustamine (*awareness*), NAP – emotsionaalsete reaktsioonide mitteaktsepteerimine (*non-acceptance*), STR – emotsiooniregulatsiooni strateegiate puudumine (*strategies*), IMP – impulsikontrolli raskused (*impulse*), GO – raskused eesmärgipärasel tegevuses (*goals*); tunnuste tähised lähtuvad DERSi originaalversioonist.

5-faktorilise mudeli puhul, millest olid eemaldatud mitteteadvustamise alaskaala väited, oli sobivus veidi parem ($\chi^2(367) = 6301.63$ ($p < .001$), CFI = .988, TLI = .987, RMSEA = .081, SRMR = .054), kuid ka selle puhul näitas RMSEA väärtus, et mudel ei sobitu hästi andmetega. Viimasena viidi kirjandusele tuginedes läbi bifaktor CFA ilma mitteteadvustamise alaskaala väideteta. Bifaktor mudel koosnes ühest üldfaktorist, mis oli korreleeritud kõikide mõõdetud tunnustega ning viiest spetsiifilisest grupifaktorist, millega võisid korreleeruda ainult vastava alaskaala moodustavad tunnused. Bifaktor mudeli headusnäitajad vastasid heale sobivusele ($\chi^2(348) = 3574.58$ ($p < .001$), CFI = .994, TLI = .993, RMSEA = .061 (95% CI .060–.063), SRMR = .043). Kõikide tunnuste laadungid üldfaktoriga olid statistiliselt olulised ($p < .001$) ja kõik laadungid olid $> .40$, välja arvatud üks tunnus selguse alaskaalast (CLA31 „Oma tunnetest aru saamine ei valmista mulle raskusi“). Faktorlaadungid jäid vahemikku .39–.83. Kõik tunnused laadusid statistiliselt olulisel määral ($p < .001$) ka oma spetsiifilise grupifaktoriga (üldfaktoriga seletatavast varieeruvusest üle jääv osa). Faktorlahend standardiseeritud kaaludega vt Tabel 4.

Reliaablusanalüüs

DERSi bifaktor mudeli sisemist reliaablust hinnati omega ja omegaH kaudu, statistikute väärtused vt Tabel 5. Nii koguskaala kui ka alaskaalade omegad olid kõrged ($\omega = .98$; $\omega_s = .90$ –.96), mis tähendab, et väga suur osa varieeruvusest on omistatav ühistele varieeruvuse allikatele (st üldfaktorile ja grupifaktoritele). Koguskaala omegaH oli kõrge ($\omega_H = .88$), viidates sellele, et suurem osa mõõdetud tunnuste koguskoori usaldusväärsest varieeruvusest oli seletatav üldise emotsioonide düsregulatsiooni faktoriga. Alaskaalade omegaH oli varieeruv ($\omega_{HS} = .14$ –.51). Alaskaaladest seletas vastava alaskaala tunnuste unikaalsest varieeruvusest minimaalsete kriteeriumite (omegaH $> .50$) järgi olulise osa impulsikontrolli raskuste alaskaala ja ligilähedastelt ka emotsionaalse selguse puudumise alaskaala. Nende tulemuste põhjal võib kahe eespool mainitud alaskaala koguskoori kasutamist pidada piisavalt usaldusväärseks. Raskused eesmärgipärasest tegevuses ja emotsionaalsete reaktsioonide mitteaktsepteerimise alaskaalad seletasid mõnel määral tunnuste unikaalset varieeruvust ning ERI strateegiate puudumise alaskaala seletas väga väikese osa unikaalsest varieeruvusest. Need tulemused ei toeta nende kolme alaskaala koondskooride kasutamist.

Tabel 4.*Bifaktor mudeli faktorlaadungid DERSi spetsiifilistesse ja üldfaktorisse*

Väide	F1	F2	F3	F4	F5	Üldfaktor
11. Halvas tujus olles on mul raske oma tööde ja tegemistega hakkama saada.	.49					.65
16. Ärrituses on mul raske keskenduda millelegi muule.	.55					.65
21. Endast väljas olles ei suuda ma mõelda millestki muust kui oma muredest.	.31					.77
25. Kui olen ärritunud, siis mõtlen ainult sellele.	.37					.70
30. Kui olen ärritunud, siis ei suuda ma oma tähelepanu koondada.	.52					.61
32. Kui olen tujust ära, siis on mul raskusi oma igapäevaste kohustuste täitmisega.	.53					.69
33. Kui olen tujust ära, siis mõtlen ainult oma muredele ning raske on keskenduda muudele asjadele.	.49					.75
1. Minu tunded on mulle selgelt mõistetavad. ^R		.52				.51
3. Mul pole aimugi, mida ma hetkel tunnen.		.60				.46
6. Mu tunded tekitavad minus segadust.		.58				.69
7. Mul on raske oma tunnetest aru saada.		.68				.66
26. Ma ei oska öelda mida ma tunnen.		.61				.56
28. Kui ma olen häiritud, ei tea ma, kas olen kurb, hirmunud või vihane.		.44				.61
31. Oma tunnetest aru saamine ei valmista mulle raskusi. ^R		.50				.39
10. Ärrituses kaotan enesekontrolli.			.70			.55
17. Ärritunud olles on mul raske oma käitumist kontrolli all hoida.			.67			.61
20. Ärrituses ei suuda ma oma käitumist kontrollida.			.72			.60
24. Kui olen endast väljas, siis tunnen, et võin kaotada enesekontrolli.			.56			.66
4. Ärritunud olles muutun enda peale vihaseks, et ma niimoodi tunnen.				.42		.68
8. Kui olen ärritunud, siis hakkab mul piinlik, et ma niimoodi tunnen.				.70		.56
13. Häbenen seda kui olen pahas tujus.				.54		.60
15. Kui olen endast väljas, siis tunnen end sellepärast süüdi.				.53		.65
9. Kui mul on paha tuju, siis kardan, et tunnen niimoodi veel pikka aega.					.05	.80
12. Endast väljas olles usun, et langen lõpuks masendusse.					.07	.83
14. Kui olen endast väljas, siis tean, et suudan lõpuks oma enesetunnet parandada. ^R					.59	.60
18. Kui olen endast väljas, siis usun, et ei ole midagi, mida saaksin oma enesetunde parandamiseks teha.					.36	.82
19. Endast väljas olles usun, et ma ei saagi olukorra parandamiseks midagi teha.					.37	.81
23. Kui olen endast väljas, siis usun, et ma ei saa teha midagi muud kui ennast haletseda.					.09	.74
29. Kui olen endast väljas, siis tean, et leian lõpuks viisi, kuidas oma enesetunnet parandada. ^R					.63	.62

Märkused. F1 – raskused eesmärgipärasel tegevuses, F2 – emotsionaalse selguse puudumine, F3 – impulsikontrolli raskused, F4 – emotsionaalsete reaktsioonide mitteaktsepteerimine, F5 – emotsiooniregulatsiooni strateegiate puudumine.

^R ümberpööratavad väited.

Tabel 5.*DERSi bifaktor mudeli koguskaala ja alaskaalade sisemine reliaablus*

Skaala	Omega (ω või ω_s)	OmegaH (ω_H või ω_{HS})	Usaldusväärse dispersiooni osakaal (Omega H/Omega)
Koguskoor (ilma mitteteadvust.)	.98	.88	.90
Tegevusraskused	.96	.32	.33
Selgus	.94	.49	.52
Impulsikontroll	.95	.51	.54
Mitteaktsept.	.90	.41	.46
Strateegiad	.96	.14	.15

Märkused. OmegaH – hierarhiline omega (*omega hierarchical*)**Eristav valiidsus**

Selleks, et hinnata, kas DERS eristab psüühikahäire diagnoosiga isikuid häirevabadest, viidi läbi ühesuunaline dispersioonanalüüs. Tulemustest on näha, et koguskoori ja alaskaalade skooride osas erinesid valimigrupid omavahel statistiliselt olulisel määral ($p < .001$). Koguskoori puhul erinesid kõik grupid omavahel, kõige kõrgemad koguskoorid olid psüühikahäire diagnoosiga grupil ($M = 81.08$, $SD = 21.93$) ja eneseraporteeritud grupil ($M = 74.42$, $SD = 21.99$). Kuigi reliaablusanalüüs ei näidanud kõikide alaskaalade puhul kuigi kõrget unikaalsete panust tunnuste variatiivsuse seletamisesse, on kirjeldamise huvides siiski esitatud ka kõikide alaskaalade keskmised skoorid ja erinevused gruppide lõikes. Tegevusraskuste, selguse ja strateegiate alaskaalade skoorid erinesid samuti kõikide gruppide puhul statistiliselt olulisel määral, kõrgeimad tulemused olid ka nende alaskaalade puhul psüühikahäire diagnoosiga ja eneseraporteeritud grupil. Impulsikontrolli ja mitteaktsepteerimise alaskaalade puhul ei erinenud omavahel psüühikahäire diagnoosiga ja eneseraporteeritud grupi tulemused, teiste puhul oli erinevus kõikides gruppides. Kõikides DERSi skoorides oli suurim tulemus psüühikahäire diagnoosiga grupil ja kõige madalam tulemus diagnoosita kontrollgrupil. Täpsemad kirjeldavad arvnäitajad ja gruppidevahelised erinevused DERSi skoorides vt Tabel 6.

Lisaks ilmned erinevused DERSi skoorides ka vanusegruppide lõikes. Kõige suuremad ERi raskused ilmned vanusegruppides 15–19 (koguskoori $M = 74.71$, $SD = 23.66$) ja 20–24 (koguskoori $M = 69.49$, $SD = 20.95$) ning kõige väiksemad vanusegruppides 50–59 (koguskoori $M = 58.55$, $SD = 16.57$) ja 60+ (koguskoori $M = 58.39$, $SD = 17.56$). Täpsemad kirjeldavad arvnäitajad ja erinevused vanusegruppide vahel vt Tabel 7.

Tabel 6.*DERSi tulemuste kirjeldavad arvnäitajad ja gruppidevahelised erinevused valimigruppide lõikes*

Muutujad	Kogu valim (<i>N</i> = 4906)	Tavapopulatsioon (<i>n</i> = 2015)	Kontroll (diagnoosita) (<i>n</i> = 1632)	Psüühikahäire diagnoosiga (<i>n</i> = 290)	Eneseraporteeritud dgn hetkel / minevikus (<i>n</i> = 880)	ANOVA		
	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>F</i> _(3,4813)	<i>p</i>	η^2
Koguskoor (ilma mitteteadvust.)	66.05 (21.01)	65.25(20.83) ^{b, c, d}	59.94 (17.69) ^{a, c, d}	81.01 (21.93) ^{a, b, d}	74.42 (21.99) ^{a, b, c}	149.70 ^e	< .001	.09
Tegevusraskused	19.15 (6.68)	18.88 (6.59) ^{b, c, d}	17.49 (6.01) ^{a, c, d}	22.93 (6.46) ^{a, b, d}	21.73 (6.97) ^{a, b, c}	115.36 ^e	< .001	.07
Selgus	15.86 (4.35)	15.74 (4.25) ^{b, c, d}	14.96 (3.77) ^{a, c, d}	18.63 (4.67) ^{a, b, d}	16.86 (4.93) ^{a, b, c}	75.42 ^{e, f}	< .001	.05
Impulsikontroll	7.65 (3.66)	7.56 (3.67) ^{b, c, d}	7.05 (3.13) ^{a, c, d}	9.03 (4.21) ^{a, b}	8.50 (4.09) ^{a, b}	41.84 ^{e, g}	< .001	.03
Mitteaktsept.	8.73 (3.88)	8.62 (3.82) ^{b, c, d}	7.90 (3.28) ^{a, c, d}	10.56 (4.33) ^{a, b}	9.91 (4.37) ^{a, b}	70.87 ^e	< .001	.05
Strateegiad	15.06 (6.29)	14.91 (6.26) ^{b, c, d}	13.22 (5.37) ^{a, c, d}	19.08 (6.74) ^{a, b, d}	17.56 (6.39) ^{a, b, c}	140.59 ^e	< .001	.08

Märkused. Eneseraporteeritud dgn – enesekohase küsimustiku kaudu saadud info, klinitsisti poolt diagnoositud; tegevusraskused – raskused eesmärgipärasel tegevuses, selgus – emotsionaalse selguse puudumine, impulsikontroll – impulsikonrolli raskused, mitteaktsept. – emotsionaalsete reaktsioonide mitteaktsepteerimine, strateegiad – emotsiooniregulatsiooni strateegiade puudumine; Statistilise olulisuse näitajana arvestatud *post-hoc* testide puhul $p < .05$.

^a Statistiliselt oluliselt erinev tavapopulatsiooni grupist; ^b Statistiliselt oluliselt erinev diagnoosita (kontroll) grupist; ^c Statistiliselt oluliselt erinev diagnoosiga (kliiniline) grupist; ^d Statistiliselt oluliselt erinev eneseraporteeritud grupist; ^e Rakendatud Welschi korrektsiooni ja Games-Howelli *post hoc* testi; ^f Normaaljaotuse eeldus ei olnud täidetud; $H(3) = 214.62, p < .001$; ^g Normaaljaotuse eeldus ei olnud täidetud; $H(3) = 113.95, p < .001$.

Tabel 7.*DERSi tulemuste kirjeldavad arvnäitajad ja gruppidevahelised erinevused vanusegruppide lõikes*

Vanusegrupp + dgn(k),(e) %	Koguskoor (ilma mitteteadvust.)	Tegevusraskused	Selgus	Impulsikontroll	Mitteaktsept.	Strateegiad
	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>
15-19 (<i>n</i> = 773) dgn(k) 9.08% dgn(e) 8.29%	74.71 ^{b,c,d,e,f,g,h,i} (23.66)	20.64 ^{c,d,e,f,g,h,i} (7.12)	18.48 ^{b,c,d,e,f,g,h,i} (5.16)	8.59 ^{b,c,d,f,g,h,i} (4.40)	9.40 ^{c,f,g,h,i} (4.51)	17.24 ^{b,c,d,e,f,g,h,i} (6.69)
20-24 (<i>n</i> = 927) dgn(k) 12.43% dgn(e) 15.17%	69.49 ^{a,c,d,e,f,g,h,i} (20.95)	20.49 ^{c,d,e,f,g,h,i} (6.64)	16.62 ^{a,c,d,e,f,g,h,i} (4.26)	7.64 ^{a,i} (3.61)	8.82 ^h (3.99)	16.14 ^{a,c,d,e,f,g,h,i} (6.60)
25-29 (<i>n</i> = 675) dgn(k) 4.81% dgn(e) 22.71%	63.96 ^{a,b,h,i} (19.29)	18.73 ^{a,b,h,i} (6.49)	15.49 ^{a,b,h,i} (3.79)	7.14 ^{a,e} (3.18)	8.48 ^a (3.68)	14.79 ^{a,b,g,h} (5.97)
30-34 (<i>n</i> = 626) dgn(k) 4.37% dgn(e) 22.82%	65.26 ^{a,b,g,h,i} (20.37)	19.00 ^{a,b,h,i} (6.49)	15.55 ^{a,b,g,h,i} (3.97)	7.52 ^a (3.66)	8.76 ^h (3.84)	14.93 ^{a,b,g,h,i} (6.20)
35-39 (<i>n</i> = 493) dgn(k) 4.27% dgn(e) 24.80%	65.47 ^{a,b,g,h,i} (19.95)	19.25 ^{a,b,g,h,i} (6.74)	15.02 ^{a,b,h} (4.00)	8.07 ^{c,g,h,i} (3.76)	9.05 ^{h,i} (3.84)	14.77 ^{a,b,g,h} (6.06)
40-44 (<i>n</i> = 418) dgn(k) 2.66% dgn(e) 21.01%	63.37 ^{a,b,h} (20.65)	18.56 ^{a,b,h,i} (6.55)	14.84 ^{a,b,h} (3.78)	7.78 ^{a,i} (3.67)	8.62 ^a (3.71)	14.17 ^{a,b,h} (6.21)
45-49 (<i>n</i> = 350) dgn(k) 2.58% dgn(e) 22.64%	60.33 ^{a,b,d,e} (20.22)	17.71 ^{a,b,e} (6.48)	14.75 ^{a,b,d} (3.79)	7.28 ^{a,e} (3.38)	8.31 ^a (3.73)	13.15 ^{a,b,c,d,e} (5.76)
50-59 (<i>n</i> = 381) dgn(k) 2.10% dgn(e) 17.32%	58.55 ^{a,b,c,d,e,f} (16.57)	16.97 ^{a,b,c,d,e,f} (5.82)	13.97 ^{a,b,c,d,e,f} (3.51)	7.12 ^{a,e} (3.06)	7.97 ^{a,b,d,e} (3.05)	12.92 ^{a,b,c,d,e,f} (4.82)
60+ (<i>n</i> = 129)	58.39 ^{a,b,c,d,e}	16.57 ^{a,b,c,d,e,f}	14.19 ^{a,b,c,d}	6.72 ^{a,b,e,f}	7.98 ^{a,e}	13.22 ^{a,b,d}

dgn(k) 0.78%	(17.56)	(5.93)	(3.60)	(2.89)	(3.29)	(5.28)
dgn(e) 20.93%						
ANOVA						
$F_{(8,4763)}$	33.71 ^j	21.53 ^j	58.81 ^{j,k}	10.81 ^{j,l}	7.43 ^j	30.32 ^j
p	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001
η^2	.055	.033	.098	.019	.011	.046

Märkused. dgn(k) – psüühikahäire diagnoos (klinitsisti poolt diagnoositud); dgn(e) – eneseraporteeritud psüühikahäire diagnoos (klinitsisti poolt diagnoositud); tegevusraskused – raskused eesmärgipärasel tegevuses, selgus – emotsionaalse selguse puudumine, impulsikontroll – impulsikonrolli raskused, mitteaktsept. – emotsionaalsete reaktsioonide mitteaktsepteerimine, strateegiad – emotsiooniregulatsiooni strateegiate puudumine; Statistilise olulisuse näitajana arvestatud *post-hoc* testide puhul $p < .05$.

^a Statistiliselt oluliselt erinev 15-19 grupist; ^b Statistiliselt oluliselt erinev 20-24 grupist; ^c Statistiliselt oluliselt erinev 25-29 grupist; ^d Statistiliselt oluliselt erinev 30-34 grupist; ^e Statistiliselt oluliselt erinev 35-39 grupist; ^f Statistiliselt oluliselt erinev 40-44 grupist; ^g Statistiliselt oluliselt erinev 45-49 grupist; ^h Statistiliselt oluliselt erinev 50-59 grupist; ⁱ Statistiliselt oluliselt erinev 60+ grupist; ^j Rakendatud Welschi korrektsiooni ja Games-Howelli *post hoc* testi; ^k Normaaljaotuse eeldus ei olnud täidetud; $H(8) = 437.38, p < .001$; ^l Normaaljaotuse eeldus ei olnud täidetud; $H(8) = 60.16, p < .001$.

Arutelu

Käesoleva töö eesmärgiks oli kontrollida eestikeelse emotsioonide regulatsiooni raskuste skaala psühhomeetrilisi omadusi erinevas vanuses psüühikahäiretega ja psüühikahäireteta isikutest ning tavapopulatsioonist koosneval valimil. Eelkõige keskenduti skaala faktorstruktuuri uurimisele ning koguskaala ja alaskaalade reliaabluse hindamisele. Lisaks vaadeldi skaala eristusvõimet erinevate valimi- ja vanusegruppide lõikes. ERi raskuseid on vajalik uurida, kuna ERiga seonduvad probleemid on väga mitmete psüühikahäirete puhul oluliseks alusmehhanismiks, mängides rolli nii häire kujunemisel kui ka säilimisel (Sheppes et al., 2015; Sloan et al., 2017). Seetõttu on oluline, et kliinilises praktikas ja teadusuuringutes oleks kasutada valiidsed, usaldusväärseid ja kergesti rakendatavaid mõõdikuid ERi raskuste hindamiseks.

Töös püstitatud esimene ja teine hüpotees leidsid kinnitust. Faktorstruktuuri kontrollimiseks viidi läbi nii uuriv graafianalüüs kui ka kinnitav faktoranalüüs. EGA andis parimaks tulemuseks ilma mitteteadvustamise alaskaala väideteta 5-dimensioonilise ehk faktorilise lahendi. Selline võrgustiku struktuur näitas suurimat püsivust ja GLASSO meetodiga saadi mudelile parim entroopia sobivusindeks. Skaala väited laadusid dimensioonidesse, mis olid sarnased eestikeelse originaalskaala faktoritega (ilma mitteteadvustamise alaskaalata) – raskused eesmärgipärasest tegevuses, emotsionaalse selguse puudumine, impulsikontrolli raskused, emotsionaalsete reaktsioonide mitteaktsepteerimine ja ERi strateegiate puudumine. Mudeli replitseerimine *bootstrap* analüüsiga näitas, et EGA dimensioonid olid stabiilsed ja kõikide väidete laadumine nendele vastavatesse dimensioonidesse oli samuti stabiilne (5-faktorilist lahendit korrati 99,9% kordadest ja dimensioonide stabiilsus jäi vahemikku 98–100%). Kinnitav faktoranalüüs toetas EGA analüüsi tulemust ja parim mudeli sobivus saadi bifaktor lahendiga, mille moodustas üks üldfaktor ja viis spetsiifilist grupifaktorit. Emotsioonide mitteteadvustamise alaskaala väiteid sellesse mudelisse ei kaasatud.

Tulemused toetavad mitmeid varasemaid uuringuid, milles on leitud, et ERi raskuseid seletab kõige paremini viie alaskaalaga bifaktor mudel ning skaala on valiidses ja usaldusväärsem ilma emotsioonide mitteteadvustamise alaskaala väideteta (Hallion et al., 2018; Monell et al., 2022; Osborne et al., 2017; Sörman et al., 2022). Mitteteadvustamise alaskaala ebasobivusele DERSi struktuuris viitab ka selle nõrk või statistiliselt mitteoluline seos teiste DERSi alaskaaladega nii siinses töös kui ka varasemates uuringutes (Benfer et al., 2019; Hallion et al., 2018; Osborne et al., 2017). Mitteteadvustamise alaskaala kesiste

psühhomeetriliste omaduste ühe võimaliku põhjusena on nimetatud ka viga originaalskaala väljatöötamise meetodikas (Bardeen et al., 2012), nimelt eeldavad kõik selle alaskaala väited skoorimisel ümberpöörämist, mis võib skaalade valiidsuse hindamisel tulemusi mõjutada (Bardeen et al., 2016; Lee et al., 2016; Rodebaugh et al., 2007). Bardeen jt (2016) leidsid, et kui kõik DERSi originaalversiooni pööratud väited ümber sõnastada viisil, mis ei eelda enam skoorimisel ümberpöörämist, siis skaala psühhomeetrilised omadused paranesid ning mitteteadvustamise alaskaala väited koondusid ühte faktorisse selguse alaskaala väidetega, moodustades uue ühise faktori. Muudetud sõnastustega skaala paremale sobivusele on leitud hiljemgi kinnitust (nt Benfer et al., 2019), kuid Eesti oludes eeldaks selle kontrollimine uute väidete sõnastamist ja seejärel muudetud skaala valideerimist. Emotsioonide mitteteadvustamise alaskaala kohta on väidetud ka, et alaskaala mõõdab teistest erinevat konstrukti ja seetõttu ei sobitu üldisesse DERSi tervikusse. Kui teiste alaskaalade eesmärgiks on pigem hinnata, kuidas indiviid emotsioonidele reageerib, siis mitteteadvustamise alaskaala püüab hinnata, kas inimene paneb oma emotsioone üldse tähele või mitte, mis võib olla küll vajalik, kuid mitte piisav kriteerium emotsioonide edukaks reguleerimiseks (Hallion et al., 2018; Osborne et al., 2017).

Käesoleva töö tulemustest nähtub, et ERI strateegiate puudumise alaskaalas on tunnuseid, mis laaduvad väga nõrgalt oma spetsiifilise faktoriga (väited 9, 12, 23; faktorlaadungid vastavalt .05, .07, .09), kuid oluliselt tugevamalt üldfaktoriga (faktorlaadungid vastavalt .80, .83, .74). Sellest võib järeldada, et need väited mõõdavad pigem üldist ERI raskuste konstrukti ja vähem ERI strateegiaid spetsiifiliselt. Ka EGA põhjal tuvastatud struktuuri graafiline visuaal näitab, et strateegiate alaskaala nimetatud tunnused on teiste selle dimensiooni tunnustega nõrgemalt seotud või paiknevad neist kaugemal. Strateegiate alaskaalaga seotud probleemidele on viidatud ka varasemates töedes (Benfer et al., 2019; Osborne et al., 2017).

Psühholoogiliste skaalade puhul on sageli eelduseks, et need mõõdavad mingit ühte latentset muutujat ja skaala koondskoori kasutamine praktikas on tavapärane. Samas kasutatakse skaalade väljatöötamiseks ja valideerimiseks tihtipeale madalamat järku korreleeritud faktoritega mudelit, mis teoreetiliselt peaksid peegeldama ühtset konstrukti, kuid mudelis endas üks ühine dimensioon puudub (Reise et al., 2010). Seetõttu on ka keeruline hinnata, kas üldise koondskoori kasutamine on põhjendatud või mitte. Bifaktor mudel annab selleks parema võimaluse, kuna aitab välja selgitada kas ja kui suure osa tunnuste varieeruvusest seletab ära üldfaktor ja kui asjakohased on spetsiifilised grupifaktorid ehk alaskaalad (Chen et al., 2012; Reise et al., 2010).

Skaala sisemise reliaabluse ning üldfaktori ja alaskaalade asjakohasuse hindamiseks arvutati välja omega ja omegaH koefitsiendid ning töös püstitatud kolmas hüpotees leidis kinnitust. Nii koguskaala kui ka alaskaalade omega väärtused olid kõrged ($\omega = .90-.98$), mis tähendab, et väga suure osa üldisest reliaablusest saab omistada ühistest allikatest (st üldfaktorist ja grupifaktoritest) tingitud varieeruvusele. Koguskaala omegaH tuli kõrge ($\omega_H = .88$), mis viitab, et suurem osa koguskoori usaldusväärsest varieeruvusest on omistatav üldisele emotsioonide düsregulatsiooni faktorile (usaldusväärse dispersiooni osakaal 90%). Seega võib koguskoori kasutamist pidada DERSi puhul põhjendatuks. Varasemates uuringutes on DERSi bifaktor mudeli koguskaala omegaH väärtused jäänud vahemikku .83 kuni .87 (Monell et al., 2022; Nordgren et al., 2020; Osborne et al., 2017), mis viitavad samuti tugevale üldfaktorile.

Alaskaalade omegaH tulemused ei olnud töös nii ühesed. Kõikide alaskaalade seletusjõud tunnuste unikaalse usaldusväärse varieeruvuse osas jäi alla Reise jt (2013) pakutud eelistatud kriteeriumi ($\omega_H > .75$). Minimaalsele kriteeriumile ($\omega_H > .50$) vastasid impulsikontrolli raskuste ($\omega_{HS} = .51$) ja ligilähedaselt ka emotsionaalse selguse puudumise alaskaala ($\omega_{HS} = .49$), mis kumbki seletasid üldfaktorist sõltumatult veidi üle poole vastava alaskaala tunnuste unikaalsest varieeruvusest (usaldusväärse dispersiooni osakaal vastavalt 54% ja 52%). Nende alaskaalade puhul võib koondskooride kasutamist pidada üsna usaldusväärseks, kuid edasistes töödes tasuks tulemuste paikapidavust kontrollida. Emotsionaalse selguse puudumise alaskaala puhul on varasemad tööd näidanud teistest alaskaaladest suuremat usaldusväärset ($\omega_{HS} = .54-.70$), kuid impulsikontrolli puudumise alaskaala osas on tulemused olnud käesoleva töö omadega võrreldes madalamad ($\omega_{HS} = .26-.36$; Monell et al., 2022; Nordgren et al., 2020; Osborne et al., 2017). Raskused eesmärgipärasel tegevuses alaskaala tulemused on eespool mainitud töödes jäänud enam-vähem sarnasesse suurusjärku selle töö omaga ($\omega_{HS} = .25-.38$), emotsioonide mitteaktsepteerimise alaskaala puhul on need olnud kas samad või veidi kõrgemad ($\omega_{HS} = .41-.54$). Kõige selgemad tunduvad olevat tulemused ERi strateegiate puudumise alaskaala puhul, mille omegaH väärtus on olnud madal nii käesolevas töös ($\omega_{HS} = .14$) kui ka varasemates uuringutes ($\omega_{HS} = .09-.16$; Benfer et al., 2019; Monell et al., 2022; Nordgren et al., 2020; Osborne et al., 2017), näidates selle alaskaala kõige kehvemat reliaablust. Tulemuste põhjal saab väita, et strateegiate alaskaala tunnuste usaldusväärsest varieeruvusest seletab suurema osa ära üldine ERi raskuste faktor, mistõttu eraldi strateegiate alaskaala skoori ei ole soovituslik kasutada.

Skaala eristava valiidsuse kontrollimiseks hinnati, kui hästi suudab DERS eristada psüühikahäire diagnoosiga indiviide häirevabadest isikutest. Neljas hüpotees, mis väitis, et psüühikahäirega indiviidide raskused on emotsioonide reguleerimisel kõikidest teistest statistiliselt oluliselt suuremad, leidis kinnitust. DERSi koguskoor oli kõige kõrgem just psüühikahäire diagnoosiga isikutel ja madalam neil, kel psüühikahäireid tuvastatud ei olnud või tavapopulatsioonil. See toetab varasemate uuringute tulemusi, kus on samuti leitud, et psüühikahäirega indiviididel on DERSi põhjal suuremad raskused oma emotsioonide reguleerimisel kui tervetel või tavapopulatsiooni kuuluvatel, nt söömishäirete (Wolz et al., 2015), bipolaarse häire (Van Rheen et al., 2015), paanikahoogude (Tull & Roemer, 2007), depressiooni, ärevuse või traumaga seotud häirete (Barrett et al., 2023) puhul. Kuigi käesoleva töö tulemuste põhjal on enamike alaskaalade skooride eraldi kasutamine küsitav, olid psüühikahäirega osalejate skoorid kõrgemad ka kõikide alaskaalade lõikes. Saadud tulemused on kooskõlas DERSi eesmärgiga tuvastada ERI raskuseid eelkõige kliinilises kontekstis (Gratz & Roemer, 2004).

Lisaks psüühikahäire olemasolu ja ERI raskuste vahelisele seosele hinnati DERSi skooride erinevust ka vanusegruppide lõikes. Just teisemeiga ja varajast täiskasvanu iga peetakse olulisteks ERI arengufaasideks suurenenud emotsionaalsuse ja kiirete arenguliste muutuste tõttu (Zimmermann & Iwanski, 2014). Töö tulemustest nähtubki, et nooremates vanustes on DERSi skoorid tõepoolest statistiliselt oluliselt suuremad teistest vanusegruppidest, mis kinnitab viiendat püstitatud hüpoteesi. Kõige halvemini eristavad vanusegrupe omavahel emotsioonide mitteaktsepteerimise ja impulsikontrolli raskuste alaskaalad. Strateegiate alaskaala eristusvõime on keskmiste võrdluse järgi hea, kuid tuginedes eelnevale, siis võib eeldada, et tegelikult mõõdavad selle alaskaala väited ERI raskuste üldist faktorit, mitte spetsiifiliselt ERI strateegiate puudumist. Varasemates uuringutes on leitud, et näiteks söömishäire diagnoosiga noorukite DERSi skoorid on kõrgemad (Monell et al., 2022) sama diagnoosiga täiskasvanutega võrreldes (Nordgren et al., 2020), kuid kuna tegemist on erinevate uuringutega, siis ei saa öelda, kas need erinevused ka statistiliselt olulised on. Söömishäirete puhul on saadud ka tulemusi, kus kõrgem vanus on olnud seotud suurema DERSi koguskoori ning mitteaktsepteerimise, eesmärgipärase tegevuse ja impulsikontrolli raskuste alaskaalade skooridega (Anderson et al., 2018). Seega tulemused vanuse ja DERSi seoste osas on mõnevõrra ebaselged ja vajaksid edasist uurimist.

Käesoleval töö on mitmeid tugevusi. Esiteks kaasati suur heterogeenne valim, mis andis hea statistilise võimsuse skaala psühhomeetrislike omaduste hindamiseks ja võimaluse üldistada tulemusi mõnevõrra laiemale populatsioonile. Teiseks võimaldas suur valim

statistilist võimsust säilitades viia EGA ja CFA läbi eraldi osavalimitel, mis järgib levinud soovitusi vähendamaks statistilise vea ohtu (Fokkema & Greiff, 2017). Kolmandaks võib metodoloogiliseks tugevuseks lugeda nii EGA kui ka bifaktor CFA kasutamise DERSi latentse struktuuri kirjeldamiseks. Need meetodid ei ole psühholoogias skaalade valideerimisel veel väga levinud, kuid võivad pakkuda kasulikku alternatiivi traditsioonilisematele lähenemistele (Golino & Epskamp, 2017; Reise et al., 2010). Sealhulgas võimaldas bifaktor mudel hinnata omega ja omegaH statistikute kaudu koguskaala ja alaskaalade skooride asjakohasust ja usaldusväärsust.

Töö tulemuste tõlgendamisel tuleb silmas pidada ka mitmeid selle uuringu piiranguid. Esiteks kaasati töösse andmed varasematest uuringutest, mis olid lähtunud mõnevõrra erinevast metodoloogiast andmekogumisel. Samuti ei olnud võimalik eneseraporteeritud psüühikahäire diagnoosiga grupis eristada neid, kellel oli käesolevalt psüühikahäire diagnoos nendest, kelle oli diagnoos minevikus, kuid käesolevalt mitte. Teiseks oli meeste ja naiste osakaal valimis ebavõrdne, ligikaudu 85% valimist moodustasid naised, mistõttu ei saa teha liiga üldistavaid järeldusi ERi kohta sugude lõikes. Kolmandaks ei kasutatud teisi ERi mõõdikuid DERSi konvergentse valiidsuse hindamiseks. Tulevikus võiks skaalat kontrollida teiste enesekohaste mõõdikutega, mis hindavad ERi või sellega tihedalt seotud konstrukte. Hallion jt (2018) pakkusid välja näiteks aleksitüümiat hindavat mõõdikut, millel võiks olla suurem seos emotsionaalse selguse puudumise alaskaalaga või mõnd enesekontrolli hindavat mõõdikut, millelt võiks oodata suuremat seost impulsikontrolli või eesmärgipärase tegevuse raskuste alaskaalaga. Eesti kontekstis muudab sellist tüüpi valideerimise keerulisemaks meie oludele kohandatud mõõdikute vähesus. Välja on pakutud ka, et DERSi valideerimiseks ja ERi raskustest laiapõhjalisema ülevaate saamiseks võiks kasutada andmeid eksperimentaalsetest või longituudsetest uuringutest (Nordgren et al., 2020) ning lisaks enesekohastele küsimustikele kaasata uuringutesse ka muid hindamismeetodeid (nt käitumuslikud, kognitiivsed, füsioloogilised, ajukuva meetodid; Agako et al., 2022; Hallion et al., 2018).

Edaspidi võiks uurida ka DERSi bifaktor struktuuri invariantsust erinevates gruppides (nt psüühikahäire diagnoosiga vs diagnoosita grupp; sugu; erinevad vanusegrupid). Praktilise poole pealt oleks kasulik määratleda DERSi äralõikepunktid, mille alusel hinnata ERi raskuste olemasolu kliinilist lävendit, sh võtta arvesse ka võimalikke vanusest tingitud eripärasid, kuna võib eeldada, et noorematel inimestel (eelkõige teisme- ja varajane täiskasvanu iga) võivad äralõikepunktid vanematest erineda.

Kokkuvõtteks oli uuringu eesmärk hinnata eestikeelse DERSi psühhomeetrilisi omadusi. Andmetega sobitus kõige paremini bifaktor struktuur ühe üldfaktori ja 5 spetsiifilise faktoriga. DERSi koguskoori kasutamist võis hinnata usaldusväärseks, kuid alaskaalade osas olid tulemused ebaselgemad. Impulsikontrolli raskuste ja emotsionaalse selguse alaskaala seletasid arvestatava osa unikaalsest usaldusväärsest varieeruvusest, kuid teiste alaskaalade puhul ei vastanud see osakaal esitatud kriteeriumitele. Eriti madal oli reliaablus ERI strateegiate puudumise alaskaalal, mistõttu selle alaskaala skoori eraldi kasutamine ei ole soovituslik. Alaskaalad vajavad edasist uurimist ning tõlgendamisel tuleb säilitada teatav ettevaatlikkus. Üldiselt on ilma emotsioonide mitteteadvustamise alaskaala väideteta DERS valideeritud ja usaldusväärne enesekohane mõõdik ERI raskuste hindamiseks mitmekesisel valimil.

Kasutatud kirjandus

- Agako, A., Ballester, P., Stead, V., McCabe, R. E., & Green, S. M. (2022). Measures of Emotion Dysregulation: A Narrative Review. *Canadian Psychology, 63*(3), 376–391. <https://doi.org/10.1037/cap0000307>
- Aldao, A. (2013). The Future of Emotion Regulation Research: Capturing Context. *Perspectives on Psychological Science, 8*(2), 155–172. <https://doi.org/10.1177/1745691612459518>
- Aldao, A., & Nolen-Hoeksema, S. (2010). Specificity of cognitive emotion regulation strategies: A transdiagnostic examination. *Behaviour Research and Therapy, 48*(10), 974–983. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2010.06.002>
- Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S., & Schweizer, S. (2010). Emotion-regulation strategies across psychopathology: A meta-analytic review. *Clinical Psychology Review, 30*(2), 217–237. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.11.004>
- Aldao, A., Sheppes, G., & Gross, J. J. (2015). Emotion Regulation Flexibility. *Cognitive Therapy and Research, 39*(3), 263–278. <https://doi.org/10.1007/s10608-014-9662-4>
- Anderson, L. K., Claudat, K., Cusack, A., Brown, T. A., Trim, J., Rockwell, R., Nakamura, T., Gomez, L., & Kaye, W. H. (2018). Differences in emotion regulation difficulties among adults and adolescents across eating disorder diagnoses. *Journal of Clinical Psychology, 74*(10), 1867–1873. <https://doi.org/10.1002/jclp.22638>
- Bardeen, J. R., Fergus, T. A., Hannan, S. M., & Orcutt, H. K. (2016). Addressing Psychometric Limitations of the Difficulties in Emotion Regulation Scale Through Item Modification. *Journal of Personality Assessment, 98*(3), 298–309. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1091774>
- Bardeen, J. R., Fergus, T. A., & Orcutt, H. K. (2012). An examination of the latent structure of the Difficulties in Emotion Regulation Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 34*(3), 382–392. <https://doi.org/10.1007/s10862-012-9280-y>
- Barrett, E. N., Frey, B. N., Streiner, D. L., Agako, A., Inness, B. E., Furtado, M., Caropreso, L., & Green, S. M. (2023). Psychometric properties of the difficulties in emotion regulation Scale in a perinatal sample. *Journal of Reproductive and Infant Psychology, 1*–20. <https://doi.org/10.1080/02646838.2023.2227648>
- Becerra, R., Cruise, K., Murray, G., Bassett, D., Harms, C., Allan, A., & Hood, S. (2013). Emotion regulation in bipolar disorder: Are emotion regulation abilities less compromised in euthymic bipolar disorder than unipolar depressive or anxiety

- disorders? *Open Journal of Psychiatry*, 3, 1–7.
<https://doi.org/10.4236/ojpsych.2013.34A001>
- Benfer, N., Bardeen, J. R., Fergus, T. A., & Rogers, T. A. (2019). Factor Structure and Incremental Validity of the Original and Modified Versions of the Difficulties in Emotion Regulation Scale. *Journal of Personality Assessment*, 101(6), 598–608.
<https://doi.org/10.1080/00223891.2018.1492927>
- Bonanno, G. A., & Burton, C. L. (2013). Regulatory Flexibility: An Individual Differences Perspective on Coping and Emotion Regulation. *Perspectives on Psychological Science*, 8(6), 591–612. <https://doi.org/10.1177/1745691613504116>
- Brockmeyer, T., Skunde, M., Wu, M., Bresslein, E., Rudofsky, G., Herzog, W., & Friederich, H. C. (2014). Difficulties in emotion regulation across the spectrum of eating disorders. *Comprehensive Psychiatry*, 55(3), 565–571.
<https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2013.12.001>
- Chen, F. F., Hayes, A., Carver, C. S., Laurenceau, J. P., & Zhang, Z. (2012). Modeling general and specific variance in multifaceted constructs: A comparison of the bifactor model to other approaches. *Journal of Personality*, 80(1), 219–251.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2011.00739.x>
- Christensen, A. P., & Golino, H. (2021). Estimating the Stability of Psychological Dimensions via Bootstrap Exploratory Graph Analysis: A Monte Carlo Simulation and Tutorial. *Psych*, 3(3), 479–500. <https://doi.org/10.3390/psych3030032>
- Christensen, A. P., Gross, G. M., Golino, H. F., Silvia, P. J., & Kwapil, T. R. (2019). Exploratory Graph Analysis of the Multidimensional Schizotypy Scale. *Schizophrenia Research*, 206, 43–51. <https://doi.org/10.1016/j.schres.2018.12.018>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203771587>
- Cooper, J. L., O’Shea, A. E., Atkinson, M. J., & Wade, T. D. (2014). Examination of the difficulties in emotion regulation scale and its relation to disordered eating in a young female sample. *International Journal of Eating Disorders*, 47(6), 630–639.
<https://doi.org/10.1002/eat.22278>
- Damian, R. I., & Roberts, B. W. (2019). Sixteen Going on Sixty-Six: A Longitudinal Study of Personality Stability and Change Across 50 Years. *Journal of Personality and Social Psychology*, 117(3), 674–695. <https://doi.org/10.1037/pspp0000210.supp>
- Doré, B. P., Silvers, J. A., & Ochsner, K. N. (2016). Toward a Personalized Science of Emotion Regulation. *Social and Personality Psychology Compass*, 10(4), 171–187.

<https://doi.org/10.1111/spc3.12240>

- Ehring, T., & Quack, D. (2010). Emotion Regulation Difficulties in Trauma Survivors: The Role of Trauma Type and PTSD Symptom Severity. *Behavior Therapy, 41*, 587–598. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2010.04.004>
- Fokkema, M., & Greiff, S. (2017). How Performing PCA and CFA on the Same Data Equals Trouble. *European Journal of Psychological Assessment, 33*(6), 399–402.
- Fowler, J. C., Charak, R., Elhai, J. D., Allen, J. G., Frueh, B. C., & Oldham, J. M. (2014). Construct validity and factor structure of the difficulties in Emotion Regulation Scale among adults with severe mental illness. *Journal of Psychiatric Research, 58*, 175–180. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2014.07.029>
- Golino, H. F., & Epskamp, S. (2017). Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PLoS ONE, 12*(6), 1–26. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0174035>
- Golino, H. F., Shi, D., Christensen, A. P., Garrido, L. E., Nieto, M. D., Sadana, R., Thiagarajan, J. A., & Martínez-Molina, A. (2020). Investigating the performance of Exploratory Graph Analysis and traditional techniques to identify the number of latent factors: A simulation and tutorial. *Psychological Methods, 25*(3), 292–320. <https://doi.org/10.1037/met0000255>
- Golino, Moulder, R., Shi, D., Christensen, A. P., Garrido, L. E., Nieto, M. D., Nesselroade, J., Sadana, R., Thiagarajan, J. A., & Boker, S. M. (2021). Entropy Fit Indices: New Fit Measures for Assessing the Structure and Dimensionality of Multiple Latent Variables. *Multivariate Behavioral Research, 56*(6), 874–902. <https://doi.org/10.1080/00273171.2020.1779642>
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional Assessment of Emotion Regulation and Dysregulation: Development, Factor Structure, and Initial Validation of the Difficulties in Emotion Regulation Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 26*(1), 41–54. <https://doi.org/10.1023/B:JOBA.0000007455.08539.94>
- Gratz, K. L., Rosenthal, M. Z., Tull, M. T., Lejuez, C. W., & Gunderson, J. G. (2009). An experimental investigation of emotion dysregulation in borderline personality disorder. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment, S*(1), 18–26. <https://doi.org/10.1037/1949-2715.s.1.18>
- Gratz, K. L., & Tull, M. T. (2010). The relationship between emotion dysregulation and deliberate self-harm among inpatients with substance use disorders. *Cognitive Therapy and Research, 34*, 544–553. <https://doi.org/10.1007/s10608-009-9268-4>

- Gratz, K. L., Weiss, N. H., & Tull, M. T. (2015). Examining emotion regulation as an outcome, mechanism, or target of psychological treatments. *Current Opinion in Psychology*, 3, 85–90. <https://doi.org/10.1016/j.copsy.2015.02.010>
- Gross, J. J. (1998). The emerging field of emotion regulation: An integrative review. *Review of General Psychology*, 2(3), 271–299. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.2.3.271>
- Gross, J. J. (2015). Emotion Regulation: Current Status and Future Prospects. *Psychological Inquiry*, 26(1), 1–26. <https://doi.org/10.1080/1047840X.2014.940781>
- Hallion, L. S., Steinman, S. A., Tolin, D. F., & Diefenbach, G. J. (2018). Psychometric properties of the difficulties in emotion regulation scale (DERS) and its short forms in adults with emotional disorders. *Frontiers in Psychology*, 9, 1–12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00539>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Isaacowitz, D. M. (2022). What Do We Know About Aging and Emotion Regulation? *Perspectives on Psychological Science*, 17(6), 1541–1555. <https://doi.org/10.1177/17456916211059819>
- Lee, D. J., Witte, T. K., Bardeen, J. R., Davis, M. T., & Weathers, F. W. (2016). A Factor Analytic Evaluation of the Difficulties in Emotion Regulation Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 72(9), 933–946. <https://doi.org/10.1002/jclp.22297>
- Li, C. H. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21(3), 369–387. <https://doi.org/10.1037/met0000093>
- Livingstone, K. M., Castro, V. L., & Isaacowitz, D. M. (2020). Age Differences in Beliefs about Emotion Regulation Strategies. *Journals of Gerontology - Series B Psychological Sciences and Social Sciences*, 75(2), 316–326. <https://doi.org/10.1093/geronb/gby022>
- Mennin, D. S., Holaway, R. M., Fresco, D. M., Moore, M. T., & Heimberg, R. G. (2007). Delineating Components of Emotion and its Dysregulation in Anxiety and Mood Psychopathology. *Behavior Therapy*, 38(3), 284–302. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2006.09.001>
- Mikkelsen, M. B., Tramm, G., & Toole, M. S. O. (2021). Supplemental Material for Age-Group Differences in Instructed Emotion Regulation Effectiveness: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Psychology and Aging*, 36(8), 957–973. <https://doi.org/10.1037/pag0000627.supp>

- Monell, E., Birgegård, A., Nordgren, L., Hesser, H., & Bjureberg, J. (2022). Factor structure and clinical correlates of the original and 16-item version of the Difficulties In Emotion Regulation Scale in adolescent girls with eating disorders. *Journal of Clinical Psychology, 78*, 1201–1219. <https://doi.org/10.1002/JCLP.23286>
- Neumann, A., van Lier, P. A. C., Gratz, K. L., & Koot, H. M. (2010). Multidimensional assessment of emotion regulation difficulties in adolescents using the difficulties in emotion regulation scale. *Assessment, 17*(1), 138–149. <https://doi.org/10.1177/1073191109349579>
- Nordgren, L., Monell, E., Birgegård, A., Bjureberg, J., & Hesser, H. (2020). Factor Structure of the Difficulties in Emotion Regulation Scale in Treatment Seeking Adults with Eating Disorders. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 42*(1), 111–126. <https://doi.org/10.1007/s10862-019-09765-8>
- Osborne, T. L., Michonski, J., Sayrs, J., Welch, S. S., & Anderson, L. K. (2017). Factor Structure of the Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS) in Adult Outpatients Receiving Dialectical Behavior Therapy (DBT). *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 39*(2), 355–371. <https://doi.org/10.1007/s10862-017-9586-x>
- Perez, J., Venta, A., Garnaat, S., & Sharp, C. (2012). The difficulties in emotion regulation scale: Factor structure and association with nonsuicidal self-injury in adolescent inpatients. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 34*(3), 393–404. <https://doi.org/10.1007/s10862-012-9292-7>
- Pons, P., & Latapy, M. (2006). Computing Communities in Large Networks Using Random Walks. *Journal of Graph Algorithms and Applications, 10*, 191–218. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.7155/jgaa.00124>
- Prefit, A.-B., Cîndea, D. M., & Szentagotai-Tătar, A. (2019). Emotion regulation across eating pathology: A meta-analysis. *Appetite, 143*. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2019.104438>
- Radkovsky, A., McArdle, J. J., Bockting, C. L. H., & Berking, M. (2014). Successful emotion regulation skills application predicts subsequent reduction of symptom severity during treatment of major depressive disorder. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 82*(2), 248–262. <https://doi.org/10.1037/a0035828>
- Reise, S. P., Bonifay, W. E., & Haviland, M. G. (2013). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment, 95*(2), 129–140. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.725437>
- Reise, S. P., Moore, T. M., & Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations:

- Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544–559.
<https://doi.org/10.1080/00223891.2010.496477>
- Rodebaugh, T. L., Woods, C. M., & Heimberg, R. G. (2007). *The Reverse of Social Anxiety Is Not Always the Opposite : The Reverse-Scored Items of the Social Interaction Anxiety Scale Do Not Belong*. 38, 192–206.
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150.
<https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rossi, A. A., Marconi, M., Taccini, F., Verusio, C., & Mannarini, S. (2022). Screening for Distress in Oncological Patients: The Revised Version of the Psychological Distress Inventory (PDI-R). *Frontiers in Psychology*, 13(May).
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.859478>
- Rossi, A. A., Panzeri, A., & Mannarini, S. (2023). The Italian Version of the Difficulties in Emotion Regulation Scale – Short Form (IT-DERS-SF): A Two-step Validation Study. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 45(2), 572–590.
<https://doi.org/10.1007/s10862-022-10006-8>
- Rusch, S., Westermann, S., & Lincoln, T. M. (2012). Specificity of emotion regulation deficits in social anxiety: An internet study. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 85, 268–277. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8341.2011.02029.x>
- Sheppes, G., Suri, G., & Gross, J. J. (2015). Emotion Regulation and Psychopathology. *The Annual Review of Clinical Psychology Is Online At*, 11, 379–405.
<https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032814-112739>
- Sloan, E., Hall, K., Moulding, R., Bryce, S., Mildred, H., & Staiger, P. K. (2017). Emotion regulation as a transdiagnostic treatment construct across anxiety, depression, substance, eating and borderline personality disorders: A systematic review. *Clinical Psychology Review*, 57(2017), 141–163. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2017.09.002>
- Sörman, K., Garke, M., Isacsson, N. H., Jangard, S., Bjureberg, J., Hellner, C., Sinha, R., & Jayaram-Lindström, N. (2022). Measures of emotion regulation: Convergence and psychometric properties of the difficulties in emotion regulation scale and emotion regulation questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, 78(2), 201–217.
<https://doi.org/10.1002/jclp.23206>
- Thompson, R. A. (1994). Emotion Regulation : A Theme in Search of Definition. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, 59(2/3), 25–52.

- Trincas, R., Bilotta, E., & Mancini, F. (2016). Specific Beliefs about Emotions Are Associated with Different Emotion-Regulation Strategies. *Psychology, 7*(13), 1682–1699. <https://doi.org/10.4236/psych.2016.713159>
- Troy, A. S., Shallcross, A. J., & Mauss, I. B. (2013). A Person-by-Situation Approach to Emotion Regulation: Cognitive Reappraisal Can Either Help or Hurt, Depending on the Context. *Psychological Science, 24*(12), 2505–2514. <https://doi.org/10.1177/0956797613496434>
- Tull, M. T., & Roemer, L. (2007). Emotion Regulation Difficulties Associated with the Experience of Uncued Panic Attacks: Evidence of Experiential Avoidance, Emotional Nonacceptance, and Decreased Emotional Clarity. *Behavior Therapy, 38*, 378–391. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2006.10.006>
- Vachtel, I. (2011). *Emotsioonide Regulatsiooni Raskuste Skaala konstrueerimine* [Tartu Ülikool]. <https://dspace.ut.ee/handle/10062/49175>
- van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology, 9*(4), 486–492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Van Rheenen, T. E., Murray, G., & Rossell, S. L. (2015). Emotion regulation in bipolar disorder: Profile and utility in predicting trait mania and depression propensity. *Psychiatry Research, 225*, 425–432. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2014.12.001>
- Wolz, I., Agüera, Z., Granero, R., Jiménez-Murcia, S., Gratz, K. L., Menchón, J. M., & Fernández-Aranda, F. (2015). Emotion regulation in disordered eating: Psychometric properties of the difficulties in emotion regulation scale among spanish adults and its interrelations with personality and clinical severity. *Frontiers in Psychology, 6*, 907. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.00907>
- Zimmermann, P., & Iwanski, A. (2014). Emotion regulation from early adolescence to emerging adulthood and middle adulthood: Age differences, gender differences, and emotion-specific developmental variations. *International Journal of Behavioral Development, 38*(2), 182–194. <https://doi.org/10.1177/0165025413515405>

Lisa A

Töös kasutatud uuringute nimekiri

1. **Eriolukorra emotsioonide uuring**, kooskõlastus nr 308/T-1. Vastutavad täitjad Andero Uusberg, Helen Uusberg.
2. **Emotsioonide reguleerimise otsused**, kooskõlastus nr 297/M-10. Vastutavad täitjad Andero Uusberg, Helen Uusberg.
3. **Emotsioonide reguleerimise psühhofüsioloogiline mõju: tähelepanuliste ja kognitiivsete strateegiate võrdlus**, kooskõlastus nr 302/M-18. Vastutav täitja Andero Uusberg.
4. **Olukorrataju uuring**, kooskõlastus nr 291/T-23. Vastutavad täitjad Andero Uusberg, Helen Uusberg.
5. **Ärevustundlikkuse roll psüühikahäirete säilemehhanismina**, kooskõlastus nr 364/T-13. Vastutav täitja Kirsti Akkermann.
6. **Stressiga toimetulek eriolukorras**, kooskõlastus nr 306/T-1. Vastutavad täitjad Kirsti Akkermann, Kairi Kreegipuu.
7. **Autismispektri häirete hindamisvahendite kohandamine Eesti oludele**, kooskõlastus nr 327/T-23. Vastutav täitja Kirsti Akkermann.
8. **Vältiva/piirava toitumishäire hindamisvahendite kohandamine eesti oludele**, kooskõlastus nr 379/T-11. Vastutavad täitjad Kirsti Akkermann, Käröl Soidla.
9. **Laste häirunud söömishoiakuid ja -käitumist hindavate mõõtevahendite kohandamine Eesti oludele**, kooskõlastus nr 323/T-25. Vastutavad täitjad Kirsti Akkermann, Käröl Soidla.
10. **Pidurduslik kontroll ja tähelepanu kallutatatus söömishäiretega patsientidel**, kooskõlastus nr 243/T-20. Vastutavad täitjad Kirsti Akkermann, Kairi Kreegipuu.
11. **Söömishäired ja serotoniinisüsteemi talitluse biomarkerid**, kooskõlastus nr 196/T-17. Vastutavad täitjad Kirsti Akkermann, Jaanus Harro.
12. **Liigsöömishoogude seosed afekti regulatsiooniga**, kooskõlastus aastal 2013 paber kandjal. Vastutav täitja Kirsti Akkermann.
13. **Isiksuse ja söömiskäitumise uuring**, kooskõlastus nr 231/T-6. Vastutavad täitjad Andero Uusberg, Uku Vainik.

Tänuavaldused

Soovin tänada oma juhendajat Kirsti Akkermanni abi, toetuse ja tagasiside eest töö valmimise protsessis. Lisaks tänan kõikides töös kasutatud uuringutes andmekogumisel kaasa löönud inimesi ja uuringutes osalejaid, kellela ei oleks see töö võimalikuks saanud.

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja üldsusele kättesaadavaks tegemiseks

Mina, Helina Piip,

1. annan Tartu Ülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) minu loodud teose „Emotsioonide regulatsiooni raskuste skaala psühhomeetriselised omadused“, mille juhendaja on Kirsti Akkermann, reprodutseerimiseks eesmärgiga seda säilitada, sealhulgas lisada digitaalarhiivi DSpace kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni.
2. Annan Tartu Ülikoolile loa teha punktis 1 nimetatud teos üldsusele kättesaadavaks Tartu Ülikooli veebikeskkonna, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace kaudu Creative Commons litsentsiga CC BY NC ND 4.0, mis lubab autorile viidates teost reprodutseerida, levitada ja üldsusele suunata ning keelab luua tuletatud teost ja kasutada teost ärieesmärgil, kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni.
3. Olen teadlik, et punktides 1 ja 2 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
4. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei riku ma teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse õigusaktidest tulenevaid õigusi.

Helina Piip

13.05.2024